

TAMPEREEN YLIOPISTO

Johtamiskorkeakoulu

# Osakkeiden tulevaisuuden tuottojen ennustaminen yrityksen kirjanpidollisten tunnuslukujen avulla Helsingin pörssissä

Taloustiede

Pro gradu -tutkielma

Helmikuu 2016

Ohjaaja: Jari Vainiomäki

Mikko Ylimäki

## TIIVISTELMÄ

Tampereen yliopisto:	Johtamiskorkeakoulu, Taloustiede
Tekijä:	YLIMÄKI, MIKKO
Tutkielman nimi:	Osakkeiden tulevaisuuden tuottojen ennustaminen yrityksen kirjanpidollisten tunnuslukujen avulla Helsingin pörssissä
Pro gradu -tutkielma:	69 sivua
Aika:	Maaliskuu 2016
Avainsanat:	osaketuotot, OLS-menetelmä, kiinteiden vaikutusten menetelmä

---

Tutkin työssäni eri kirjanpidollisten tunnuslukujen kykyä ennustaa tulevaisuuden osaketuottoja Helsingin pörssissä vuosina 2001–2013. Aihealuetta on tutkittu aiemmin laajasti sekä kotimaisella että ulkomaisella aineistolla. Aiempien tutkimustulosten perusteella näiden tunnuslukujen ennustekyvystä on saatu paljon erilaisia tuloksia riippuen maasta sekä ajankohdasta, jolloin aineisto on kerätty. Vaikuttaakin siltä, että osakemarkkinoiden integraatio ei ole vielä toteutunut vaan jokaisen maan osakemarkkinoilta on havaittavissa omia erityispiirteitä.

Tutkielmassa suoritetaan estimoinnit käyttäen OLS-menetelmää sekä kiinteiden vaikutusten menetelmää. Kiinteiden vaikutusten menetelmän avulla suoritetaan estimoinnit käyttäen ensimmäisenä vain aineiston yritysten heterogeenisuuden aiheuttaman harhan poistavaa yritysdummy -muuttujaa. Tämän jälkeen malliin lisätään vielä erilaisten vuosien aiheuttaman harhan poistava vuosidummy -muuttuja. Näiden kolmen estimointimenetelmien antamia tuloksia verrataan toisiinsa ja pohditaan, mikä näistä menetelmistä antaa luotettavimmat estimointitulokset.

Estimointimenetelmien lisäksi tutkielmassa suoritetaan myös portfoliotarkastelu. Tässä portfoliotarkastelussa tutkielman aineiston yhtiöt jaetaan viiteen ryhmään jokaisen tunnusluvun suuruuden perusteella ja verrataan eri portfolioiden aikaansaamia tuottoja. Tämän tarkastelun avulla on tarkoitus selvittää, voidaanko eri tunnuslukujen mukaan muodostettujen portfolioiden avulla saada aikaan ylituottoa Helsingin pörssissä. Tässä osiossa pyritään myös kumoamaan tehokkaiden markkinoiden hypoteesi näyttämällä suurten ylituottojen olevan mahdollisia vain pienellä riskin kasvattamisella.

Tutkielmassa käytetyistä tunnusluvuista E/P-luku pystyi selvästi luotettavimmin ennustamaan tulevaisuuden tuottoja sekä estimointimenetelmien että portfoliotarkastelun perusteella. Käytetyistä tunnusluvuista myös markkina-arvo oli tilastollisesti merkitsevä muuttuja suoritettujen estimointien perusteella. Sen sijaan B/P ja D/P-tunnusluvut eivät olleet tilastollisesti merkitseviä kun tarkastelu laajennettiin OLS-menetelmästä firmojen ja vuosien väliset heterogeenisyydet huomioivaan kiinteiden vaikutusten menetelmään.

# Sisällysluettelo

1. JOHDANTO.....	1
2. TEHOKKAIDEN MARKKINOIDEN HYPOTEESI .....	5
3. OSAKKEIDEN ODOTETTUA TUOTTOA SELITTÄVÄT MALLIT .....	7
3.1 Markovitzin portfolioteoria .....	7
3.2 Cap-malli .....	10
3.4 Kolmen faktorin malli.....	15
4. AIEMMAT TUTKIMUKSET .....	17
4.1 Suomalaiset tutkimukset .....	17
4.2 Yhdysvaltalaiset tutkimukset.....	19
4.3 Muiden maiden aineistolla tehdyt tutkimukset .....	25
4.4 Yhteenveto aiemmista tutkimuksista.....	28
5. AINEISTOJEN KERÄYSMETODIT JA OMAN AINEISTON ESITTELY .....	30
5.1 Aiempien tutkimusten datan keräysmetodit .....	30
5.2 Oma aineisto .....	31
6. ESTIMOINTIMENETELMÄT .....	40
6.1 OLS-menetelmä .....	40
6.2 Kiinteiden vaikutusten menetelmä .....	43
6.3 Portfoliotarkastelu .....	48
7. ESTIMOINTITULOKSET .....	50
7.1 OLS-menetelmällä saadut tulokset.....	50
7.2 Kiinteiden vaikutusten menetelmällä saadut tulokset (yritys-dummy) .....	52
7.3 Kiinteiden vaikutusten menetelmällä saadut tulokset (yritys- ja vuosi-dummyt) .....	55
7.4 Portfoliotarkastelun tulokset.....	57
8. LOPPUPÄÄTELMÄT .....	62
9. LÄHTEET .....	66

# 1. JOHDANTO

Osakekursseihin on aina sisältynyt mahdollisuus suuriin voittoihin, mutta toisaalta myös riski suuriin tuottoheilahteluihin. Tuottojen ennustamiseen on kehitetty useita erilaisia malleja. Nämä mallit käyttävät usein hyväkseen tunnuslukuja tai historiallista kurssikehitystä, joiden avulla pyritään ennustamaan tulevaisuuden tuottokehitystä. Kuitenkaan mikään näistä malleista ei ole pystynyt ennustamaan osaketuottojen kehitystä pitkällä aikavälillä.

Rahoitusekonometrisia malleja on käytetty osaketuottojen ennustamiseen jo vuosikymmenien ajan. Viimeaikaisten kehityssaskelien myötä paneeliaineistojen estimoinnista saadut tulokset ovat entistä luotettavampia. Tähän ovat johtaneet tietotekniikan kehittyminen ja entistä kehittyneemmät estimointimenetelmät, joiden avulla pystytään tarkastelemaan paneeliaineistoja entistä yksityiskohtaisemmin.

Tässä tutkielmassa keskitytään tarkastelemaan kirjanpidollisten tunnuslukujen ennustekykyyä tulevaisuuden tuottoihin. Erityisesti pyritään selvittämään, mitkä tunnusluvut ovat luotettavimmin pystyneet ennustamaan tulevaisuuden tuottoja. Tarkastelussa käytetään hyväksi useita paneeliaineiston tarkasteluun soveltuvia estimointimenetelmiä. Nämä estimointimenetelmät ottavat tavanomaisia menetelmiä paremmin huomioon estimointituloksien yleisimpiä harhoja, jotka johtuvat usein esimerkiksi havaintoyksiköiden heterogeenisuudesta.

Pörssiyhtiöiden kirjanpidolliset tunnusluvut ovat tänä päivänä kaikkien asiasta kiinnostuneiden saatavilla. Tunnuslukujen antamaa informaatiota käyttävät hyväkseen niin sijoitusammattilaiset kuin amatöörisijoittajatkin. Tässä tutkielmassa tarkastelun kohteena tunnusluvuista ovat E/P (kirjanpidollinen tulos/yhtiön markkina-arvo), D/P (maksetut osingot/yhtiön markkina-arvo), B/P (taseen kirja-arvo/yhtiön markkina-arvo) ja yhtiön koko (markkina-arvo). Näistä tunnusluvuista eniten käytetty on E/P-tunnusluku (Kallunki & Niemelä 2012, 195). Sen avulla voidaan melko helposti saada selville yli- ja alihinnoitellut osakkeet. Sen suosio perustuu suurilta osin aiempiin

tutkimustuloksiin, joita on saatu myös suomalaisella aineistolla. Esimerkiksi Kim Lindströmin (2007, 131–132) mukaan suuren E/P-luvun osakkeista muodostettu portfolio pystyi tuottamaan keskimäärin 23,8 prosenttia vuodessa enemmän kuin pienistä E/P-luvun yhtiöistä muodostettu portfolio.

Osinkojen vaikutus tulevaisuuden tuottoihin on kiinnostanut sijoittajia siitä asti kun Benjamin Graham arvio vuonna 1962, että yhtiöstä ulosmaksetut osingot olisivat kolme kertaa arvokkaampia yhtiölle kuin yhtiöön jätetyt varat (Chu 1997, 184). Tämän perusteella suuremmat osingot nähtiin siis hyvänä asiana tulevaisuuden tuottojen kannalta. Toki suuret osingot ovat usein merkki myös hyvästä liiketoiminnasta, sillä osingot jaetaan tilikauden voitoista. Suuret osingot voivat kuitenkin olla myös merkki siitä, että yhtiöllä ei ole hyviä investointikohteita sillä hetkellä. Investointikohteiden vähyys taas voi johtaa pitkällä aikavälillä liiketoiminnan supistumiseen.

B/P -ja markkina-arvo -tunnusluvut on valittu tähän tutkielmaan aiempien hyvien tutkimustulosten innoittamana. Näiden tunnuslukujen käyttö tuottojen ennustemalleissa on lisääntynyt huomattavasti Faman & Frenchin (1992) tekemän tutkimuksen myötä. Tutkimuksessaan he huomasivat näiden kahden tunnusluvun yhdessä selittävän suuren osan osaketuottojen vaihtelusta. Markkina-arvon vaikutusta tulevaisuuden tuottoihin tarkoittaa niin sanottu koko-anomalia, jonka mukaan pienen markkina-arvon yhtiöt pystyvät tuottamaan keskimäärin paremmin kuin suuren markkina-arvon yhtiöt.

Tunnuslukujen ennustekykyä on tutkittu maailmalla paljon niin moniyhtälömalleilla kuin yhden selittävän muuttujan malleilla. Näiden aikaisempien tutkimusten tulokset vaihtelevat kuitenkin suuresti aineiston keräysmaasta tai ajankohdasta riippuen. Usein käytetyn OLS-menetelmän lisäksi aineiston estimoinnissa on käytetty myös kiinteiden vaikutusten menetelmää (fixed effects -model). Tätä mallia onkin käytetty perinteisesti korjaamaan OLS-menetelmällä saatuja harhaisia estimointituloksia. Ensiksi kiinteiden vaikutusten menetelmällä otetaan huomioon vain yrityskohtaiset eroavaisuudet ja korjataan niiden tuoma harha estimointituloksiin. Tämän jälkeen

suoritetaan estimointi käyttämällä myös aikadummyjä, joiden avulla saadaan poistettua erilaisten ajankohtien tuoma harha estimointituloksista. Tutkielmassa käytetty OLS-menetelmä antaa hyvän yleiskuvan tunnuslukujen ja tuottojen vaikutuksesta toisiinsa koko aineiston tasolla. Kiinteiden vaikutusten menetelmällä suoritettua estimointia myötä saadaan kuitenkin mielenkiintoisia tuloksia siitä, miten nämä tulokset muuttuvat kun estimoinnissa otetaan huomioon myös yhtiöiden yksilölliset sekä eri ajankohdista riippuvat tekijät.

Tutkielman toisessa luvussa esitellään tehokkaiden markkinoiden hypoteesi sekä kritiikkiä sen oletusten toimivuudesta reaali maailmassa. Tutkielman kolmannen luvun tarkoituksena on suorittaa kirjallisuuskatsaus erilaisista osakkeiden odotettua tuottoa selittävistä malleista, joiden avulla on pyritty havaitsemaan mahdollisuuksia ylituottoon markkinoilla. Tämän jälkeen luvussa neljä käydään kattavasti läpi aikaisempia tutkimuksia kirjanpidollisia tunnuslukuja käyttävistä ennustemalleista. Aiempien tutkimusten osalta on kiinnitetty huomiota erityisesti tutkimuksiin, joissa on käytetty pääosin samoja tunnuslukuja kuin tässä tutkielmassa. Aiempien tutkimusten tarkastelu on jaettu kolmeen osaan: suomalaisiin, yhdysvaltalaisiin ja muun maalaisiin tutkimuksiin. Tämän jaottelun avulla on voitu tarkastella eri markkinapaikkoihin liittyviä erityispiirteitä. Aiempien tutkimusten osalta on kiinnitetty huomiota myös käytettyyn aineistoon. On pyritty selvittämään esimerkiksi, miltä vuosilta käytetty aineisto on kerätty ja onko aineistoon päästäkseen täytynyt täyttää joitain kriteereitä. Lisäksi aiempien tutkimusten osalta on esitetty, miten eri tutkimusten tulokset ovat eronneet aiemmista tutkimuksista vai ovatko ne olleet samansuuntaisia näiden aiempien tutkimustulosten kanssa.

Viidennessä luvussa käydään läpi aiempien tutkimusten aineistojen ominaisuuksia sekä näiden tutkimusten aineistonkeräysmenetelmät. Tämän jälkeen on verrattu näitä metodeita tässä tutkielmassa käytettyihin metodeihin sekä siihen, millaisia muutoksia tähän tutkimukseen on jouduttu tekemään verrattuna aiempiin, aineistoltaan kattavampiin, tutkimuksiin. Luvussa kuusi esitetään tutkielmassa käytetyt estimointimenetelmät. Tässä osiossa johdetaan matemaattisesti nämä menetelmät, esitetään perustelut niiden käytölle ja selitetään, mitä uutta kyseiset menetelmät tuovat verrattuna aikaisempiin menetelmiin. Luvussa seitsemän käydään läpi näillä

erilaisilla estimointimenetelmillä saadut tulokset. Tässä kappaleessa esitetään tulokset, verrataan saatuja tuloksia aiempiin tutkimuksiin sekä tämän tutkielman toisilla menetelmillä saatuihin tuloksiin. Näiden tulosten pohjalta on tarkoitus selvittää, mikä estimointimenetelmä on antanut tarkimmat ja luotettavimmat tulokset sekä mikä/mitkä tunnusluvut ovat pystyneet parhaiten ennustamaan tulevaisuuden tuottoja. Tämän jälkeen suoritetaan vielä portfoliotarkastelu. Portfoliotarkastelun tulosten perusteella yritetään selvittää, voidaanko näitä tunnuslukuja hyväksikäyttämällä muodostaa portfolio, jonka avulla voidaan saada ylituottoja markkinoilta. Luvussa kahdeksan tehdään johtopäätelmät aiempien kappaleiden tulosten perusteella.

## 2. TEHOKKAIDEN MARKKINOIDEN HYPOTEESI

Tutkielmassa pyritään selvittämään fundamenttianalyysin perusteella, onko kirjanpidollisia tunnuslukuja hyväksikäyttäen mahdollista ennustaa tulevaisuuden tuottoja. Tällainen fundamenttianalyysi on kuitenkin hyödytön, mikäli tehokkaiden markkinoiden oletukset täyttyvät. Tässä tapauksessa tulevaisuuden tuottoja ei olisi mahdollista ennustaa eikä aktiivisella osakesalkun hallinnalla olisi mahdollista saada aikaan ylituottoja tuottojen määräytyessä satunnaisesti.

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi on Eugene Fama (1970) esittelemä teoria rahoitusmarkkinoiden toiminnasta. Tämän mukaan osakemarkkinat ovat tehokkaita ja ne heijastavat informaatiota sekä yksittäisistä osakkeista että osakemarkkinoista kokonaisuudessaan. Hypoteesiin kuuluu paljon oletuksia, joista osa on todella epärealistisia. Näiden oletusten mukaan uuden informaation vaikutus osakkeiden hintoihin tapahtuu välittömästi, kaupankäynnissä ei ole transaktiokustannuksia, kaikki osapuolet saavat kaiken markkinainformaation ilmaiseksi ja kaikki toimijat markkinoilla ovat tietoisia taloudellisten lukujen vaikutuksista sekä nykyisiin että tulevaisuuden osakehintoihin. (Fama 1970, 387.)

Teoria olettaa lisäksi, että markkinoilta ei ole mahdollista saada aikaan lisätuottoja lisäämättä riskiä ja että aktiivinen osakesalkun hallinta ei ole kannattavaa osakkeiden hintojen määräytyessä satunnaisesti. Näiden oletusten vuoksi tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaan sekä tekninen analyysi että fundamenttianalyysi ovat tarpeettomia, koska niiden avulla pyritään löytämään tapoja, joilla saada aikaan ylituottoja osakemarkkinoilta. Teknisessä analyysissä käytetään hyväksi osakkeiden aiempia hintoja tulevaisuuden hintoja ennustettaessa. Fundamenttianalyysi käyttää hyväksi taloudellista informaatiota kuten yhtiön tilikauden tulosta tai taseen kirja-arvoa, joiden avulla pyritään löytämään aliarvostettuja osakkeita ja saamaan aikaan ylisuuria tuottoja markkinoilta. (Malkiel 2003, 59.)



Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi hyväksyttiin laajasti 1970-luvulla ekonomistien ja rahoitusalan ammattilaisten keskuudessa. Faman (1970) tutkimuksen mukaan sijoittajat eivät olleet pystyneet saamaan aikaan ylituottoja käyttäen hyväksi historiaan perustuvia tietoja. Faman lisäksi esimerkiksi Harvardin yliopiston professori Jensen oli samaa mieltä hänen kanssaan. Jensen (1978) totesikin, että Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi on hyväksytty ”elämän totuutena”.

Nykypäivään tultaessa tehokkaiden markkinoiden hypoteesi on saanut kuitenkin laajasti kritiikkiä ja monet ekonomistit nykyään uskovatkin, että osakkeiden tulevaisuuden hintoja voidaan ennustaa ainakin osittain teknistä analyysiä tai fundamenttianalyysiä hyväksikäyttäen. Esimerkiksi Faman & Frenchin (1992) tutkimuksen mukaan perustamalla osakkeiden ostostrategia suuren B/P-luvun yhtiöihin ja pienen markkina-arvon yhtiöihin on mahdollista saada aikaan selvää ylituottoa osakemarkkinoilta. Myös Malkiel (2003) on tutkinut tehokkaiden markkinoiden hypoteesia. Hänen mukaansa markkinoilla tulee aina olemaan väärin hinnoittelua, koska sijoittajat tekevät virheitä, jotka aiheuttavat ali- ja ylihinnoittelua markkinoilla. Tämän lisäksi käytettävien aineistojen ja estimointimenetelmien kehittymisen myötä tullaan siirtymään entistä kauemmaksi markkinoiden tehokkuudesta kun näiden avulla keksitään keinoja, joilla voidaan ennustaa tulevaisuuden tuottoja entistä paremmin.

### 3. OSAKKEIDEN ODOTETTUA TUOTTOA SELITTÄVÄT MALLIT

#### 3.1 Markovitzin portfolioteoria

Osakkeiden hintavaihteluita tutkittaessa on hyvä tutustua Markowitzin (1952) portfolioteoriaan. Teorian tarkoituksena on muodostaa hyvin hajautettu sijoitusportfolio, jonka odotetut tuotot olisivat mahdollisimman suuret ja riskit olisivat mahdollisimman pienet. Tämä keskiarvo-varianssi-malli on eniten käytetty osakeportfolion muodostamismalli vaikka se onkin jo yli 60 vuotta vanha (Brandt 2004, 271).

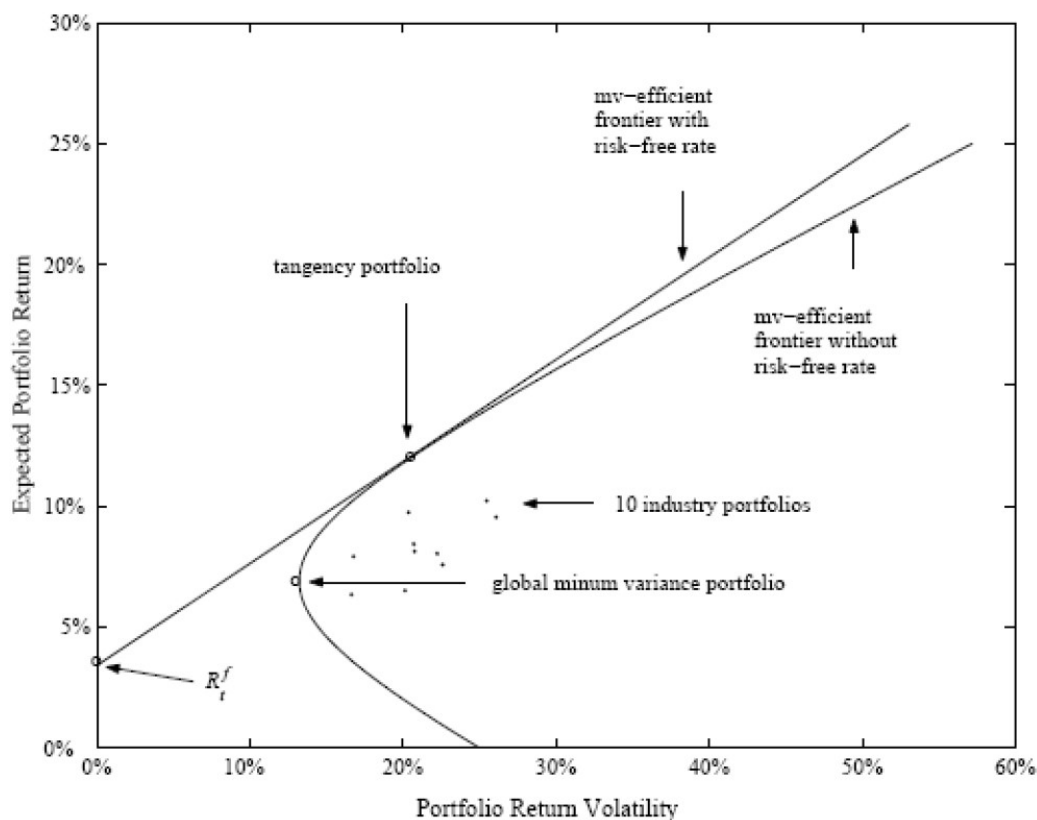
Markowitzin esittelemä malli on yhden periodin staattinen malli, jossa sijoittaja muodostaa osakeportfolion periodin alussa. Ennen osakkeiden valintaa sijoittajan on täytynyt päättää, haluaako hän:

1. mahdollisimman pienen varianssin tietyllä odotetun tuoton tasolla vai
2. mahdollisimman korkean odotetun tuoton tietyllä varianssin tasolla.

Sijoittajan on tämän jälkeen tasapainoiltava mahdollisimman korkean tuoton ja pienen varianssin välillä ja tehtävä päätös osakesalkun sisällöstä. (Bellemore 1979, 153.)

Markowitzin mukaan osakesalkun tulee olla hyvin hajautettu. Ei riitä, että on sijoitettu moneen osakkeeseen vaan hajautuksen tulee olla ”oikeanlaista”. Osakkeiden tulee olla mahdollisimman monelta eri toimialalta, jotta yhtä toimialaa koskeva shokki ei vaikuttaisi koko sijoitussalkun odotettuun tuottoon. Tuoton varianssi tulee pitää myös mahdollisimman pienenä hajautuksen avulla. Markowitzin mukaan tulee välttää sijoittamista osakkeisiin, joiden välillä on korkea kovarianssi. Tämän vuoksi tulee hajauttaa sijoitukset mahdollisimman erilaisiin yrityksiin ja monelle toimialalle. Erityisesti hajautusta tulee tehdä eri toimialoille, joiden taloudelliset tunnusluvut ovat mahdollisimman erilaiset. (Markowitz 1952, 89.)

Hajauttamisen hyötyjä voidaan tarkastella kuviota 1 hyväksikäyttäen. Kuviossa x-akselilla on osakesalkun odotettu varianssi ja y-akselilla odotettu tuotto. Kuviossa on käytetty kymmenestä eri teollisuusyrityksestä koottua portfolioita. Kuviossa kymmenen yksittäisen osakkeen odotetut tuotot (mustat pisteet) on piirretty niiden odotettujen tuottojen ja varianssien kohdalle. Hyperbelin muotoinen kuvaaja esittää näistä osakkeista eri painotuksilla muodostettujen portfolioiden odotettuja tuottoja. Tätä kutsutaan tehokkaaksi rintamaksi ilman riskitöntä sijoituskohdetta. Tälle tehokkaalle rintamalle sijoitettaessa ei ole mahdollista päästä suuremmalle odotetun tuoton tasolle ilman että odotettu varianssi kasvaisi. Myöskään odotettua varianssia ei ole mahdollista laskea ilman että odotettu tuotto laskisi. Tehokkaan rintaman tuotto- ja varianssiodotukset muuttuvat sen mukaan, miten suurilla painotuksilla eri osakkeita portfolioon valitaan.



Kuvio 1. Tehokkaat rintamat riskittömän koron vallitessa ja ilman riskitöntä korkoa (Brandt 2004, 272)

Kuvion 1 mukaan yksittäisten osakkeiden tuotto-odotukset sijaitsevat hyperbelin sisäpuolella. Yksittäiset osakkeet voidaan kuitenkin yhdistää portfolioiksi, joiden odotetut tuotot ovat samalla tai korkeammalla tasolla kuin saman odotetun varianssin omaavat yksittäiset osakkeet. Samoin voidaan muodostaa portfolioita, joiden odotettu varianssi on samalla tai alhaisemmalla tasolla kuin saman odotetun tuoton omaavat yksittäiset osakkeet. Tämä kuvastaa hajauttamisen vaikutusta odotetun tuoton tai varianssin tasoon. (Brandt 2004, 272.)

Mikäli markkinoilla on mahdollista sijoittaa myös riskittömän koron sijoituksiin, tarkoittaa tämä vaihtoehto mahdollisuuksien lisääntymistä sijoitusportfolion muodostamisessa. Tämä riskittömän koron ja riskipitoisen sijoituksen yhdistelmän kuvaaja on kuviossa 1 nouseva suora, joka lähtee riskittömän koron odotetusta tuotosta  $R_t^f$ . Tämä nouseva suora kuvaa Sharpen suhdelukua hyväksikäyttäen parasta mahdollista yhdistelmää riskillisiä osakesijoituksia sekä riskivapaita lainoja. Sharpen suhdeluku on tuoton ja riskin mittaamiseen käytetty suhdeluku. Luku kertoo, kuinka paljon sijoitus/portfolio on tuottanut yhtä volatilitteettiyksikköä kohti. Suuri Sharpen suhdeluku on merkki kannattavasta osakesijoittamisesta kun taas negatiivinen Sharpen suhdeluku merkitsee tappiollista sijoitustoimintaa. Sharpen suhdeluku on muotoa:

$$E(r_{p,t+1})/std(r_{p,t+1}), \quad (3.1)$$

missä

$E(r_{p,t+1})$  = portfolion p odotettu tuotto ajanjaksolla  $t + 1$

$std(r_{p,t+1})$  = portfolion p keskihajonta ajanjaksolla  $t + 1$ .

Tällä suoralla kaikki yhdistelmät riskipitoisia ja riskivapaita sijoituksia antavat parhaan mahdollisen odotetun tuoton ja varianssin yhdistelmän. Riskillisistä sijoituksista koostuvan

hyperbelin korkein mahdollinen Sharpen luku saavutetaan kohdassa, jossa riskittömän koron vaihtoehdon suora kuvaaja sivuaa tangentin lailla riskittömistä sijoituksista muodostettua hyperbolaa. Tämä kohta kuvaa parasta mahdollista osakeportfoliota, joka voidaan muodostaa riskillisistä ja riskittömistä sijoituskohteista. (Brandt 2004, 272–273.)

### 3.2 Cap-malli

Capital asset pricing -mallia käytetään riskillisen sijoituskohteen odotetun tuottoasteen laskemiseen. Ensimmäisenä Cap-mallin esitti William Sharpe vuonna 1964. Sharpen (1964) mukaan tarvittiin aiemmista arvonmääritysmalleista poiketen malli, joka ottaa sijoituskohteen hinnoittelussa huomioon myös riskin. Kyseessä on yhden faktorin malli jolloin mallissa on vain yksi selittävä muuttuja. Mallin oletuksena on, että osakkeen arvoon vaikuttaa markkinariski eli systemaattinen riski sekä yritysrisi eli epäsystemaattinen riski. Lopulta mallin selittäväksi muuttujaksi jää kuitenkin vain systemaattinen riski, koska epäsystemaattinen riski voidaan poistaa hajauttamalla. Hyvin hajautetun osakesalkun tuotto riippuukin Sharpen mukaan vain osakkeiden markkinariskistä. Mallissa kehitetään yhtiön ja markkinoiden yhteisvaihtelua kuvaava  $\beta$ -kerroin, jota käytetään hyväksi osakkeen odotettua tuottoa ennustettaessa.

Malli olettaa, että jokaista osaketta kohtaa kaksi riskiä. Ensimmäinen riski tulee makrotaloudellisista ja toinen yrityskohtaisista tekijöistä. Yrityskohtaiset riskit voidaan poistaa hajauttamalla, mutta makrotaloudellisten tekijöiden aiheuttamaa riskiä ei. Mallin mukaan sijoittaja tekee päätöksensä ottaen huomioon ainoastaan kaksi tekijää; odotetun tuoton ja varianssin. Mallin oletukset ovat muiltakin osin tiukat. Oletukset ovat:

1. Sijoittajat ovat riskiaversiivisia
2. He pyrkivät maksimoimaan vaurauttaan
3. He valitsevat sijoituksensa tarkastelemalla vain tuottojen keskiarvoja ja variansseja
4. Ostoihin ja myynteihin ei liity veroja eikä transaktiokustannuksia
5. Kaikki sijoittajat voivat lainata rahaa annetulla riskittömällä korolla

6. Sijoittajilla on yhteneväiset oletukset markkinoista
  7. Sijoittajat tekevät sijoituspäätöksensä maksimoidakseen yhden aikaperiodin vaurauden.
- (Black, Jensen & Scholes 1972, 1–2.)

Mallin mukaan markkinaportfolioon ja yksittäisen osakkeen välistä korrelaatiota kuvaa  $\beta$ -luku. Tämä tarkoittaa yksittäisen osakkeen systemaattista riskiä eli riskiä, jota ei voida poistaa hajauttamalla.  $\beta$  lasketaan:

$$\beta_j = \frac{\text{cov}(R_j, R_m)}{\sigma^2(R_m)}, \quad (3.2)$$

missä  $R_j$  on osakkeen  $j$  tuotto ja  $R_m$  on markkinaportfolioon tuotto. Systemaattista riskiä kuvaava  $\beta$ -kerroin lasketaan siis jakamalla markkinaportfolioon ja yksittäisen osakkeen kovarianssi markkinaportfolioon varianssilla.  $\beta$ -kerrointa hyväksikäyttäen voidaan laskea osakkeen  $j$  odotettu tuotto, jos markkinaportfolioon odotettu tuotto tiedetään. Osakkeen  $j$  odotettu tuotto lasketaan:

$$E(R_j) = E(R_m)\beta_j, \quad (3.3)$$

missä  $E(R_m)$  on markkinaportfolioon odotettu tuotto. (Black ym. 1972, 2.)

Cap-mallin perusmuoto käyttää hyväkseen osakkeen odotetun tuoton määrittämisessä  $\beta$ -kerrointa. Malli on perusmuodossaan:

$$E(R_j) = r_f + \beta_j(E(R_m) - r_f). \quad (3.4)$$

Kaavassa 3.4  $r_f$  kuvaa riskittömästä sijoituksesta saatavaa tuottoa. Niin kuin tästä kaavasta huomataan, Cap-malli antama tuotto-odotus perustuu  $\beta$ -parametrin kyvylle ennustaa yksittäisten sijoituskohteiden tuottoa historiallista dataa hyväksikäyttäen. Malli on kuitenkin saanut paljon kritiikkiä johtuen sen riippuvuudesta  $\beta$ -kertoimeen. Monien tutkimusten mukaan  $\beta$ -kerroin ei pysty ennustamaan osakkeiden tulevaisuuden tuottoja. Esimerkiksi Miller & Scholes

(1972) tutkivat Cap-mallin ja  $\beta$ :n kykyä selittää tuottoja. He käyttivät tutkimuksessaan  $\alpha$ -parametria kuvaamaan toteutuneen tuoton ja  $\beta$ :n avulla ennustetun tuoton välistä eroa. Kaava oli muotoa:

$$\alpha_j = R_j - E(R_m)\beta_j, \quad (3.5)$$

missä  $R_j$  on osakkeen  $j$  toteutunut tuotto ja  $E(R_m)\beta_j$  on  $\beta$ -parametria hyväksikäyttäen estimoitu tuotto-odotus. Heidän saamiensa tulosten mukaan Cap-mallin ennustamat tuotot olivat liian suuria suuren  $\beta$ :n omaaville yhtiöille kun taas pienen  $\beta$ :n yhtiöille mallin ennustamat tuotot olivat liian pieniä.

$\beta$ :n käyttöön liittyvät harhat eivät kuitenkaan ole olleet suurin ongelma sen selittäessä odotettuja tuottoja. Esimerkiksi Lakonishok & Shapiro (1986) tutkivat  $\beta$ :n vaikutusta osakkeiden tuottoihin. Heidän tutkimuksensa käsitti ajanjakson 1962–1981. Tutkimuksen mukaan  $\beta$  ei pystynyt tällä ajanjaksolla selittämään tilastollisesti merkitsevästi osakkeiden tuottojen vaihteluita.  $\beta$ :n vaikutusta osaketuottoihin on tutkinut myös Reinganum (1981) tutkimuksessa, joka kattoi yhdysvaltalaisen aineiston vuosilta 1964–1979. Reinganumin tutkimuksen perusteella  $\beta$ :n vaikutukset osakkeiden tuottoihin ovat käytännössä päinvastaiset Cap-mallin oletuksiin verrattuna. Kun Cap-mallin mukaan suuren  $\beta$ :n omaavien osakkeiden odotettujen tuottojen pitäisi olla suurempia kuin pienen  $\beta$ :n osakkeiden, Reinganumin saamien tulosten mukaan matalan  $\beta$ :n osakkeet tuottivat enemmän kuin korkean  $\beta$ :n yhtiöt. Näiden ja useiden muiden tutkimusten perusteella Cap-mallin kyky osakkeiden odotettujen tuottojen ennustamisessa onkin kyseenalaistettu.

Fama & MacBeth (1973) ja Black, Jensen & Scholes (1972) ovat kuitenkin omissa tutkimuksissaan löytäneet positiivisen korrelaation  $\beta$ :n ja keskimääräisten osaketuottojen väliltä. Nämä tutkimukset käsittävät kuitenkin aineiston Yhdysvalloista ennen vuotta 1969. Vaikuttaakin siltä, että  $\beta$ :n ja osakkeiden tuottojen välinen korrelaatio on ollut olemassa ennen vuotta 1969 Yhdysvalloissa tehdyissä tutkimuksissa, mutta tämän jälkeen se on hävinnyt.  $\beta$  koskevasta

huonoista tutkimustuloksista huolimatta yleinen mielipide tutkijoiden keskuudessa näyttäisi olevan, että sillä on edelleen tärkeä rooli osakkeen hinnoittelussa, mutta tässä hinnoittelussa täytyy ottaa huomioon myös muita osakkeen tuottoon vaikuttavia tekijöitä (Reinganum 1981, 439).

Heston, Rouwenhorst & Wessels (1999) tutkivat  $\beta$ :n vaikutusta osaketuottoihin eurooppalaisella aineistolla vuosilta 1980–1995. Tutkimuksessaan he kontrolloivat koko-muuttujaa siten, että yhtä suuria yhtiöitä verrattiin keskenään ja selvitettiin korkean ja matalan  $\beta$ :n vaikutuksia osaketuottoihin. Heidän saamiensa tulosten mukaan korkean  $\beta$ :n yhtiöiden tuotot ylittivät alhaisen  $\beta$ :n yhtiöiden tuotot noin 10 prosentilla vuodessa. Tämä tulos on ristiriidassa yhdysvaltalaisella aineistolla tehtyjen viimeaikaisten tutkimustulosten kanssa, mutta antaa lisää perusteluja Cap-mallin käytölle osakkeen arvonmäärityksessä.

### **3.3 APT-malli**

Arbitraasihinnoitteluteorian (APT-malli) avulla pyritään määrittämään sekä ennustamaan osakkeiden hintoja perustuen valituille faktoreille. Oletuksena APT-mallissa on, että sijoittaja on valmis lisäämään osakesalkkunsa tuottoa, mikäli se voidaan toteuttaa lisäämättä sen riskitasoa. Mallin kehitti Stephen A. Ross vuonna 1976 vaihtoehdoksi Cap-mallille, joka perustuu markkinaportfolion tehokkuuteen. Koska CAP-mallissa tarvittavaa markkinaportfoliota ei voi käytännössä havaita, on sitä vaikea myös tutkia empiirisesti. APT-mallin tärkeimpiä ominaisuuksia onkin, että sen empiirinen testattavuus ei ole riippuvainen markkinaportfolion tuntemisesta. (Huberman 1982, 183–184.)

APT-malli on hyvä vaihtoehto CAP-mallille, koska sen intuitio on samanlainen kuin CAP-mallissa. Kuten CAP-malli, myös APT-malli perustuu lineaariseen tuotto-prosessiin (linear return generating process). Lineaarinen tuotto-prosessi tarkoittaa, että kyseessä on matemaattinen esitys siitä, kuinka osakkeiden tuotot muuttuvat yhdessä taloudellisten tekijöiden kanssa. Toisin kuin CAP-malli, APT-malli ei vaadi oletuksia hyötyfunktioiden monotonisuudesta tai konkaaviudesta.



Lisäksi APT-malli ei ole rajoitettu vaan yhdelle periodille vaan sitä voidaan tarkastella myös moniperiodimalleissa. (Roll & Ross 1980, 1074.)

Ehkä tärkeimpinä eroavaisuuksina CAP-malliin verrattuna ovat kuitenkin APT-mallin mahdollisuus ottaa huomioon enemmän kuin yksi osaketuottoihin vaikuttava tekijä sekä se, että APT-mallin mukaan lasketut tasapainoratkaisut ovat aina lineaarisella tasapainosuoralla, jolloin siis arbitraasimahdollisuutta ei ole. Varsinkin ensimmäinen näistä eroavaisuuksista saa aikaan suuren eron näiden mallien välillä, sillä samaan aikaan kun CAP-malli ottaa huomioon vain yhden muuttujan ( $\beta$ ), ottaa APT-malli huomioon niin monta tekijää kuin on tarpeellista. Samalla tavoin kuin Cap-malli myös APT-malli olettaa, että jokaista osaketta kohtaa kaksi riskiä. Ensimmäinen riski syntyy makrotaloudellisista tekijöistä kuten bruttokansantuotteen kasvusta tai korkotasosta. Toinen riski koostuu yrityskohtaisista tekijöistä. Yrityskohtaisia tekijöitä ovat esimerkiksi tilikauden tulos tai omavaraisuusaste. Näistä yrityskohtainen riski voidaan poistaa hajauttamalla, mutta makrotaloudellisia riskejä ei voida poistaa hajauttamalla niiden vaikuttaessa kaikkiin yrityksiin. (Roll & Ross 1980, 1074.) APT-mallissa käytetäänkin usein juuri näiden kaltaisia faktoreita mallintamaan odotetun tuoton vaihteluita.

Mallin teoria perustuu perinteisiin neoklassisiin oletuksiin markkinoiden kitkattomuudesta sekä täydellisyydestä. Yksilöiden oletetaan homogeenisesti uskovan, että osakkeiden satunnaistuetot riippuvat määrästä  $k$  faktoreita. APT-malli on perusmuodossa:

$$r_i = E_i + b_{i1}\delta_1 + \dots + b_{ik}\delta_k + \varepsilon_i, \quad i=1, \dots, n, \quad (3.6)$$

missä  $r_i$  on osakkeen  $i$  odotettu tuotto ja  $E_i$  on vakiotermi.  $b_i$  on kerroin, joka ilmaisee, miten osakkeen  $i$  odotettu tuotto eli  $r_i$  muuttuu  $\delta$ :n eli faktorin muuttuessa.  $\varepsilon$  kuvaa virhetermiä. Nämä  $\delta$ -faktorit osoittavat mallin systemaattisen riskin osan. Virhetermi  $\varepsilon$  taas osoittaa mallin epäsystemaattisen riskin. Sen oletetaan kuvaavan tätä osaketta koskevan yllättävän informaation vaikutusta tuottoihin, jolla ei kuitenkaan ole vaikutusta muiden osakkeiden tuottoihin. Mallissa oletetaan myös, että osakkeen  $i$  yksikään faktori ei korreloi toisen yhtiön

osakkeen virhetermin  $\varepsilon_j$  kanssa ja että eri yhtiöiden osakkeista saadut  $\varepsilon$ :n arvot eivät korreloi keskenään. Mikäli eri osakkeiden virhetermit korreloisivat vahvasti keskenään, puuttuisi mallista luultavasti jokin vahvasti selittävä muuttuja. Viimeiseksi, malli olettaa vielä, että yhtiöitä  $n$  on tarkastelussa huomattavasti enemmän kuin tuottoja selittäviä faktoreita. (Roll & Ross 1980, 1076.)

APT-mallin kyvystä selittää tulevaisuuden tuottoja on tehty monia empiirisiä tutkimuksia. Esimerkiksi Chen (1983) ja Dhankar & Singh (2005) tutkivat mallin hyvyyden lisäksi, kuinka hyvin APT-malli suoriutuu verrattuna Cap-malliin. Chenin (1983) tutkimus oli tehty yhdysvaltalaisella aineistolla vuosilta 1963–1978 ja Dhankarin & Singhin (2005) tutkimus intialaisella aineistolla vuosilta 1991–2002. Näiden molempien tutkimusten mukaan APT-mallin käyttö johti parempiin ja tarkempiin odotettujen tuottojen estimaatteihin kuin CAP-malli.

### 3.4 Kolmen faktorin malli

Faman & Frenchin (1993) kehittämän kolmen faktorin mallin perusajatus on samanlainen kuin APT-mallissa. Erona näiden mallien välillä on se, että APT-mallissa käytettyjä muuttujia ei ole määritelty ja ne ovat vapaasti valittavissa kun taas kolmen faktorin mallissa faktorit ovat ennalta määrättyt. Mallin mukaan riskittömän tuoton ylittävää odotettua tuottoa ( $E(R_i - R_f)$ ) voidaan selittää sen herkkyydellä kolmeen faktoriin. Nämä faktorit ovat:

1. Markkinaportfolioin tuotto yli riskittömän tuoton ( $R_M - R_f$ )
2. Pienen markkina-arvon yrityksistä muodostetun portfolioin tuottojen ja suuren markkina-arvon yrityksistä muodostetun portfolioin tuottojen erotuksella (SMB, small minus big)
3. Suuren B/P-luvun yrityksistä muodostetun portfolioin tuottojen ja pienen B/P-luvun yrityksistä muodostetun portfolioin tuottojen erotuksella (HML, high minus low)

Faman ja Frenchin (1996) mukaan kolmen faktorin mallin odotettu ylituotto portfoliolle  $i$  on

$$E(R_i) - R_f = b_i[E(R_M) - R_f] + s_iE(SMB) + h_iE(HML) \quad (3.7)$$

missä,

$E(R_i)$  = Osakeportfolion i odotettu tuotto

$R_f$  = Riskitön tuotto

SMB = Markkina-arvoltaan pienten ja suurten yhtiöiden portfolioiden tuottojen erotus

HML = Korkean ja matalan B/P-luvun suhteen jaoteltujen portfolioiden tuottojen erotus

$b_i$  = Portfolion i tuoton herkkyys markkinaportfolion tuoton ja riskittömän tuoton erotukselle

$s_i$  = Portfolion i tuoton herkkyys markkina-arvoltaan pienten ja suurten yhtiöiden portfolion erotukselle

$h_i$  = Portfolion i tuoton herkkyys korkean ja matalan B/P-luvun arvojen suhteen jaettujen portfolioiden erotukselle.

Nämä mallin kolme faktoria oli valittu Faman ja Frenchin (1992) tutkimustulosten perusteella. Tutkimuksen mukaan koko- ja B/P-faktorit pystyivät yhdessä selittämään suuren osan osaketuottojen vaihtelusta. Koska nämä kaksi faktoria eivät kuitenkaan pystyneet selittämään kokonaan keskimääräisen osaketuoton ja riskittömän sijoituskohteen välistä tuottoeroa, he ottivat malliin selittäväksi muuttujaksi myös markkinaportfolion odotetun tuoton yli riskittömän tuoton ( $E(R_M - R_f)$ ), joka heidän mukaansa selittää jäljelle jäävän osan osaketuottojen vaihtelusta.

## 4. AIEMMAT TUTKIMUKSET

Useat aiemmat tutkimukset ovat antaneet tukea sille oletukselle, että osakkeiden tuottoja olisi mahdollista ennustaa yritysten kirjanpidollisilla tunnusluvuilla. Toiset tutkimukset taas ovat olleet sitä mieltä, että tunnuslukujen avulla saavutetut ylituotot johtuvat näiden tunnuslukujen mukanaan tuomasta suuremmasta riskistä ja siitä, että suuremman riskin osakkeilla tuleekin osakkeen arvonmäärittymismallien mukaisesti olla suurempi tuoton odotusarvo. Näissä aiemmissä tutkimuksissa osaketuottoihin on laskettu mukaan myös kyseisenä vuonna maksetut osingot.

Tässä kappaleessa esitetään aiempia tutkimustuloksia ja tarkastellaan, kuinka hyvin kirjanpidolliset tunnusluvut ovat pystyneet ennustamaan osaketuottoja. Aihetta on tutkittu paljon sekä Suomessa että maailmalla ja näiden tunnuslukujen ennustekyvystä onkin saatavilla vaihtelevia tuloksia. Tässä kappaleessa on ensin käyty läpi suomalaisella aineistolla saadut tulokset. Tämän jälkeen on siirrytty tarkastelemaan tutkimuksia, joissa on käytetty yhdysvaltalaisista aineistoa. Yhdysvaltalaisella aineistolla onkin tehty merkittävin osa tätä aihealuetta koskevasta tutkimuksesta. Kolmantena keskitytään muista maista saatuihin tutkimustuloksiin. Näistä tutkimustulokset käydään läpi vain niiltä osin kuin ne käsittävät tuloksia tähän tutkimukseen liittyvistä tunnusluvuista.

### 4.1 Suomalaiset tutkimukset

Suomalaisella aineistolla eri tunnuslukujen ennustekykyä osaketuottoihin ovat tutkineet muun muassa Kauppi & Martikainen (1994). He tutkivat E/P-luvun vaikutusta seuraavan vuoden keskimääräisiin tuottoihin Helsingin pörssissä aineistolla vuosilta 1975–1990, johon kuului pörssin kaikki listatut yhtiöt. Tutkimuksessa he muodostivat kolme portfoliota E/P-luvun mukaisessa suuruusjärjestyksessä, jotka päivitettiin joka vuosi vastaamaan sen hetkistä tilannetta. Heidän tutkimuksessaan saamien tulosten mukaan korkeimman E/P-luvun portfolion tuotto oli 15-vuoden ajalta yhteenlaskettuna noin 60 prosenttia korkeampi kuin alhaisimman E/P-luvun yhtiöistä muodostetun portfolion tuotto.

Kaupin & Martikaisen (1994) tutkimustuloksesta huolimatta E/P-luku ja sen käyttö osaketuottojen ennustamisessa on saanut osakseen paljon kritiikkiä johtuen suomalaisen tilinpäätösjärjestelmän mahdollistamasta tulosmanipulaatiosta. Tämän manipulaatiomahdollisuuden vuoksi suomalaisten pörssiyhtiöiden tulokset eivät aina anna totuudenmukaista kuvaa yrityksen tuloksesta vaan niiden tulokset ovat tyypillisesti lähellä nollaa ja tuloksen vaihtelu vuodesta toiseen on vähäistä. (Kallunki, Martikainen, Martikainen & Yli- Olli 1996, 482.) Tämä tulosten ohjailu lähelle nollatulosta johtuu siitä, että yritysvero kannetaan Suomessa tilinpäätöksen tuloksen mukaan kun esimerkiksi Yhdysvalloissa on käytössä järjestelmä, joka mahdollistaa erilaiset tulokset tilinpäätöksessä ja verottajalle ilmoitettavassa tuloksessa (Booth, Martikainen, Perttunen & Yli-Olli 1994, 396). Tämän lisäksi Suomessa on ennen ollut korkeampi yritysveroprosentti kuin monessa muussa kehittyneessä valtiossa, jolloin yrityksillä on suuri houkutus saada tulos näyttämään pieneltä. Näiden syiden vuoksi myös yhtiöiden julkistamilla tuloksilla on perinteisesti ollut vain pieni vaikutus sijoittajien määrittämään yhtiön arvoon. (Kallunki, Martikainen, Martikainen & Yli- Olli 1996, 482–483.)

Osinkojen vaikutusta tulevaisuuden tuottoihin Suomessa ovat tutkineet muun muassa Martikainen, Rothovius & Yli- Olli (1993). Heidän keräämänsä aineisto käsitti suomalaisia pörssiyhtiöitä vuosilta 1974–1987. He tutkivat, onko mahdollista tehdä ylituottoja siten, että ostetaan niiden yhtiöiden osakkeita, jotka ovat ilmoittaneet nostavansa osinkoja ja samanaikaisesti myydään niiden yhtiöiden osakkeet, jotka ovat ilmoittaneet laskevansa niitä. Heidän saamiensa tutkimustulosten mukaan tällä tavoin muodostetun portfolion tuotot ylittivät selvästi markkinaportfolion tuoton.

Myös Lindström (2007) on tutkinut Suomen osakemarkkinoita ja osinkojen kykyä ennustaa tulevaisuuden tuottoja. Tutkimuksensa perusteella myös hän käskee sijoittamaan osinkosumman kasvattajiin. Hän nimittäin löysi vahvan yhteyden osakekurssin ja osingon vuosinousun väliltä Suomesta vuosilta 1986–2007. Hänen mukaansa ne yhtiöt, jotka kasvattivat keskimäärin eniten osinkoaan, keräsivät myös keskimäärin suurimman osakekurssin vuotuisen kasvun. Lindström tarkasteli tutkimuksessaan myös osinkotuoton vaikutusta tulevaisuuden tuottoihin. Hän jakoi

aineistonsa 88 pörssiyhtiötä neljään ryhmään osingon määrän mukaisessa järjestyksessä. Suurinta osinkoa vuonna 2002 maksava ryhmä tuotti seuraavina vuosina keskimäärin 31 prosenttia vuosittain kun samaan aikaan pienintä osinkoa maksavan ryhmän vuosituotto jäi 7,9 prosenttiin.

Myös yhtiön markkina-arvon vaikutusta osakkeen tuottoihin on tutkittu suomalaisella aineistolla. Useiden tutkimusten mukaan, muut tekijät pidettäessä vakiona, mitä pienempi markkina-arvo yhtiöllä on, sitä suuremmat ovat yhtiön odotetut tuotot. (Kallunki, Martikainen, Martikainen & Yli-Olli 1997, 488.) Esimerkiksi Kauppi & Martikainen (1994) tutkivat, miten vuosilta 1970–1990 kerätyn aineiston perusteella pienen markkina-arvon yhtiöt olivat tuottaneet verrattuna suuren markkina-arvon yhtiöihin. Tutkimuksessa he muodostivat kolme portfoliota samalla tavoin kuin E/P-luvun vaikutuksia tutkittaessa. Portfoliot päivitettiin jokaisen vuoden viimeisen päivän markkina-arvon mukaan siten, että ensimmäisessä portfoliossa oli vuoden viimeisen päivän mukaan lasketun markkina-arvon mukaan pienimmät yhtiöt, keskimmaisessä portfoliossa keskiuuret yhtiöt ja kolmannessa portfoliossa suurimmat yhtiöt. Tutkimuksen mukaan pienistä yhtiöistä muodostettu portfolio tuotti 120 prosenttia yli markkinaportfolion tällä 20 vuoden ajanjaksolla kun taas suurimmista yhtiöistä muodostettu portfolio tuotti 75 prosenttia vähemmän kuin markkinaportfolio.

Lindström (2007) on tutkinut B/P-tunnusluvun ennustekykä tulevaisuuden tuottoihin. Hänen mukaansa tämän tunnusluvun merkitys on vähentynyt samalla kun aineellisen omaisuuden määrä yrityksissä on laskenut ja henkisen pääoman sekä aineettoman omaisuuden merkitys on lisääntynyt. Kuitenkin vuosilta 2002–2007 tehdyn tutkimuksen perusteella suuren B/P-luvun yhtiöistä muodostettu portfolio pystyi tuottamaan peräti 10,6 prosenttia suuremman keskimääräisen vuosituoton kuin alhaisen B/P-luvun yhtiöistä muodostettu portfolio.

## **4.2 Yhdysvaltalaiset tutkimukset**

Yhdysvaltalaisella aineistolla tehdyt tutkimukset ovat käsittäneet suuren osan tutkimuksista koskien yrityksen kirjanpidollisten tunnuslukujen kykyä selittää tulevaisuuden tuottoja. Sen

vuoksi myös tämän tutkielman empiirinen osuus on pyritty suorittamaan mahdollisimman samalla tavalla kuin aiemmat yhdysvaltalaiset tutkimukset. Aihetta tutkittiin merkittävästi 1970-, 1980- sekä 1990-luvuilla, mutta 2000-luvulla tutkimuksia on julkaistu huomattavasti vähemmän.

Niin sanotun koko-anomalian mukaan pienen markkina-arvon yhtiöt pystyvät tuottamaan suurempia tuottoja tulevaisuudessa kuin suuren markkina-arvon yhtiöt. Muun muassa Fama & French (1992) tutkivat markkina-arvo -muuttujan ennustekykyä tulevaisuuden tuottoihin. Heidän vuosilta 1963–1990 keräämänsä aineiston perusteella markkina-arvon vaikutus tulevaisuuden tuottoihin on ollut negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Tämä tarkoittaa, että pienempien yhtiöiden osaketuotot ovat olleet keskimäärin korkeammat kuin markkina-arvoltaan suurten yhtiöiden tuotot.

Myös Reinganum (1981) oli päässyt jo aiemmin samaan tutkimustulokseen kuin Fama & French. Reinganumin tutkimuksen aineisto käsitti vuodet 1963–1977. Hän jakoi aineiston yhtiöt kymmeneen yhtä suureen desiiliin markkina-arvon mukaisessa järjestyksessä ja päivitti desiilit jokaisen vuoden viimeisen päivän mukaan. Tämän tutkimuksen mukaan markkina-arvoltaan pienin desiili pystyi tuottamaan 1,77 prosenttia kuukaudessa enemmän kuin markkina-arvoltaan suurin desiili. Reinganumin tutkimuksen mukaan näyttääkin selvältä, että markkina-arvolla on merkitystä ennustettaessa tulevaisuuden tuottoja ainakin Yhdysvalloissa. Basu (1983) pääsi myös samaan tulokseen aineistollaan vuosilta 1962–1978. Hän jakoi yhtiöt markkina-arvon mukaan viiteen ryhmään samalla tavoin kuin Reinganum. Hänen saamiensa tulosten mukaan markkina-arvoltaan pienin ryhmä tuotti keskimäärin 1,5 prosenttia kuukaudessa kun suurin ryhmä pääsi vain 0,64 prosentin kuukausituottoihin.

Myös Banz (1981) on tutkinut markkina-arvon ennustekykyä tulevaisuuden tuottoihin. Hänen laaja aineistonsa käsitti tietoja 50 vuoden ajalta vuosilta 1926–1975. Tutkimuksessaan hän pääsi samanlaiseen tulokseen kuin esimerkiksi Reinganum (1981) ja Fama & French (1992), jonka mukaan markkina-arvon vaikutus tulevaisuuden tuottoihin oli negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Eroavaisuutena aiempiin tutkimuksiin Banz (1981) käytti tutkimuksessaan yhden

muuttujan mallia. Vain yhden muuttujan käytön vuoksi Banzin saamat tulokset eivät ole yhtä luotettavia kuin esimerkiksi Faman & Frenchin (1992) tutkimustulokset sen vuoksi koska yhden muuttujan mallissa tämä yksi muuttuja saattaa vaikuttaa tilastollisesti merkitsevämältä muuttujalta kuin se tosi asiassa onkaan. Tämä johtuu siitä, että tämä yksi selittävä muuttuja saattaa ”omia” vaikutuksia muista tulevaisuuden tuottoihin vaikuttavista muuttujista, jotka kuitenkin puuttuvat tästä mallista. Banz huomauttaa myös, että näiden pienten yhtiöiden ylituottoja selittää myös niiden suurempi riski verrattuna suurempiin yhtiöihin, joka ei kuitenkaan näy estimoitavassa mallissa. Banzin mukaan suurempi riski johtuu pienten osakkeiden vähäisemmästä informaatiosta. Tämä vähäisemmän informaation aiheuttama suurempi riski vaikuttaa osakkeen arvonmääritysmallien mukaisesti nostaen tuotto-odotusta ja pienentäen osakkeen markkina-arvoa.

Myös Berk (1995) haastaa markkina-arvon selityskyvyn tilastollisesti merkitsevästä muuttujana tulevaisuuden tuottoja ennustettaessa. Hänen mukaansa markkina-arvon ja tuoton välisen yhteyden syynä ei ole pienempien yhtiöiden parempi tuotontekokyky vaan myös hänen mukaansa markkina-arvoltaan pienen yhtiön ylituotto johtuu sen suuremmasta riskistä. Hän ottaa esimerkiksi kaksi kooltaan ja kassavirraltaan yhtä suurta yritystä. Näistä toisen yhtiön tulevaisuuden kassavirtoihin liittyy huomattavasti enemmän riskiä kuin ensimmäisen yhtiön tulevaan kassavirtaan. Osakkeen arvonmäärittelyn teorian mukaisesti suurempi riski laskee ensimmäisen yhtiön markkina-arvoa. Riskin kasvaessa kuitenkin myös ensimmäisen osakkeen odotettu tuotto kasvaa. Näin ollen ensimmäisen yhtiön suurempi odotettu tuotto ei johdu pienemmästä markkina-arvosta vaan osakkeen kasvaneesta riskistä, josta osakkeen arvonmäärittelyn teorian mukaan seuraa myös korkeampi odotettu tuotto. Berk kuitenkin toteaa, että nämä tulokset eivät poista kokonaan markkina-arvon selityskykyä osakkeiden tuotoissa. Näiden vaikutusten vuoksi markkina-arvon vaikutus tuottoihin saattaa kuitenkin olla joidenkin tutkimustulosten pohjalta liian suuri todellisuuteen verrattuna.

E/P-tunnusluvun (earnings/price) ennustekyvyn suhteen on saatu hyvin erilaisia tuloksia yhdysvaltalaisella aineistolla. Houn, Karolyin & Khon (2011) tutkimuksen mukaan tämä muuttuja



ei ollut tilastollisesti merkitsevä kun sen ennustekykä mitattiin yhdessä muiden muuttujien kanssa. Sen sijaan kun testaus suoritettiin yhden muuttujan mallilla, oli muuttuja tilastollisesti merkitsevä sekä positiivinen. Tämä yhden muuttujan mallilla saatu tulos voidaan kuitenkin kyseenalaistaa, sillä kuten aiemmin on jo todettu, yhden muuttujan mallissa tämä ainoa selittävä muuttuja saattaa ”omia” vaikutuksia muilta mallista puuttuvilta muuttujilta. Näiden puuttuvien muuttujien vaikutuksesta muuttuja saattaa vaikuttaa tilastollisesti merkitsevältä vaikka se ei todellisuudessa sitä olekaan. Se, että muuttuja vaikuttaa tilastollisesti merkitsevältä, johtuu tämän muuttujan korrelaatiosta todellisen selittävän muuttujan kanssa.

Faman & Frenchin (1992) suorittaman tutkimuksen mukaan E/P-luku pystyi ennustamaan tulevaisuuden tuottoja tilastollisesti merkitsevästi. Tutkimuksessaan he olivat järjestäneet yhtiöt 12 ryhmään E/P-luvun mukaiseen suuruusjärjestykseen. Tutkimuksen positiivisen E/P-luvun yhtiöt oli jaettu kymmeneen yhtä suureen desiiliin. Negatiivisen E/P-luvun yhtiöt muodostivat oman portfolionsa. Tämän lisäksi E/P-tunnusluvun mukaan ryhmitelty suurimpien yhtiöiden desiili oli jaettu vielä kahtia. Merkittävää näissä tuloksissa oli portfoliotarkastelussa saatu tulos, jonka mukaan negatiivisen E/P-luvun yhtiöt pystyivät saamaan keskimäärin 1,46 prosentin tuoton kun positiivisen E/P-luvun yhtiöistä vasta kahdeksanneksi suurin desiili pystyi vastaavanlaiseen keskiarvotuottoon. Tällä aineistolla saadut tulokset noudattavatkin E/P-luvun ja tuottojen suhteen U-muotoa, jolloin suuren negatiivisen E/P-luvun tuotot ovat suuret ja lähestyttäessä nollaa tuotot laskevat. E/P-luvun muuttuessa positiiviseksi tuotot ovat aluksi pieniä, mutta tämän jälkeen tuotot alkavat kasvaa ja saavuttavat suurimman arvonsa korkeimmilla E/P-luvuilla. (Fama & French 1992, 441 & 443.)

Samanlaiseen tulokseen E/P-luvun muodosta pääsivät tutkimuksessaan myös Faffe, Keim & Westerfield (1989). Heidän tutkimusaineistonsa ei kuitenkaan sisältänyt pörssistä poistuneiden yhtiöiden tietoja. Heidän mukaansa tästä aiheutunut selviytymisharha (survivor bias) on saattanut saada aikaan negatiivisten E/P-lukujen yhtiöiden korkeat tuotot. Tämän harhan vuoksi negatiivisen E/P-luvun yhtiöistä vain ne, jotka olivat saaneet liiketoimintansa taas kannattavaksi, ovat päässeet mukaan aineistoon. Samaan aikaan taas ne yhtiöt, jotka joutuivat poistumaan

pörssistä liian pitkään johtuneen negatiivisen tuloksen tai konkurssin myötä, jäivät tämän aineiston ulkopuolelle. Tämä aineiston yhtiöihin liittyvä valikoituminen saattaa Jaffen ym. mukaan vaikuttaa tähän E/P-lukuun liittyvään erikoiseen ilmiöön.

Myös Basu (1983) tutki E/P-luvun ennustekykä yhdysvaltalaisella aineistolla vuosilta 1962–1978. Hän käytti tutkimuksessaan portfoliotarkastelua ja jakoi aineiston viiteen ryhmään E/P-luvun mukaisessa suuruusjärjestyksessä. Hän jätti negatiivisen E/P-luvun yhtiöt tutkimuksen ulkopuolelle ja keskittyi tarkastelemaan vain positiivisen E/P-luvun yhtiöitä. Tämän portfoliotarkastelun mukaan E/P-luvultaan pienin ryhmä tuotti keskimäärin 0,83 prosenttia kuukaudessa kun suurin ryhmä tuotti 1,57 prosenttia. Kiinnostavaa näissä tuloksissa oli Basun mukaan kuitenkin se, että korkean E/P-luvun yhtiöillä näytti olevan myös pienempi tuoton variaatio, jolla mitataan usein osakkeen riskiä. Tämän tutkimustuloksen perusteella voidaan päästä suurempiin tuottoihin valitsemalla matalariskisempiä suuren E/P-luvun osakkeita kuin valitsemalla suuremman riskin omaavia matalan E/P-luvun osakkeita.

B/P-tunnusluvun ennustuskäkyä tulevaisuuden tuottoihin ovat tutkineet muun muassa Hou, Karolyi & Kho (2011). He käyttivät tutkimuksessaan logaritmoitua B/P-muuttujaa. Heidän 1981–2003 keräämänsä aineiston perusteella B/P-tunnusluku oli pystynyt tilastollisesti merkitsevästi ennustamaan tulevaisuuden tuottoja. Tunnusluvun kerroin oli estimoinnin mukaan positiivinen, mikä tarkoittaa, että B/P-tunnusluvun kasvaessa myös odotettu tulevaisuuden tuotto kasvaa. Tähän tulokseen he olivat päässeet sekä moniyhtälömallilla että yhden muuttujan mallilla tarkasteltuna.

Faman ja Frenchin (1992) portfoliotarkastelun mukaan suurin B/P-luvusta muodostettu ryhmä tuotti 1,83 prosenttia kuukaudessa kun pienin ryhmä keräsi vain 0,3 prosenttia. Tämän perusteella vaikuttaa siltä, että P/B-luvulla on todella merkittävä positiivinen vaikutus tulevaisuuden tuottoihin. Fama ja French suorittivat estimoinnin käyttäen hyväksi myös Fama & MacBeth -estimointimenetelmää. Tällä menetelmällä he pystyivät tarkastelemaan, miten B/P-luku vaikuttaa sekä yksinäisenä muuttujana että yhdessä muiden muuttujien kanssa

tulevaisuuden tuottoihin. Estimointitulosten mukaan logaritmoitu B/P-muuttujan kerroin oli positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä sekä yksin että tarkasteltaessa sitä yhdessä markkina-arvo-muuttujan ja E/P-muuttujan kanssa. Samanlaiseen tulokseen B/P-luvun merkitsevyydestä pääsi tutkimuksesssaan myös Basu (1983).

D/P-luvun vaikutuksista tulevaisuuden tuottoihin on tutkittu selvästi vähemmän yhdysvaltalaisella aineistolla kuin tutkimuksen muiden tunnuslukujen vaikutuksia. Tämän tunnusluvun vaikutuksia on kuitenkin tarkasteltu jo pitkään. Esimerkiksi jo Dow (1920) ja Ball (1978) saivat tutkimuksissaan selville, että osingot vaikuttavat positiivisesti tulevaisuuden tuottoihin. Näiden lisäksi Hou, Karolyi ja Kho (2011) tarkastelivat D/P-tunnusluvun ennustekykä ja tilastollista merkitsevyyttä. Heidän 1981–2003 keräämällään aineistolla suoritettun estimoinnin perusteella tämän tunnusluvun vaikutukset olivat mitättömiä. Tarkasteltaessa vaikutuksia yhden muuttujan mallilla, oli muuttujan vaikutus positiivinen, mutta ei tilastollisesti merkitsevä. Kun vaikutuksia tarkasteltiin monen muuttujan mallilla, sen vaikutus muuttui negatiiviseksi, mutta ei ollut edelleenkään tilastollisesti merkitsevä. Näiden tutkimusten perusteella vaikuttaakin siltä, että D/P-luvun vaikutus tulevaisuuden tuottoihin olisi hävinnyt siirryttäessä lähemmäs nykyaikaa ainakin yhdysvaltalaisella aineistolla tarkasteltuna.

Tutkimuksessaan Hou ym. (2011) halusivat erotella osinkoa maksavat yhtiöt niistä, jotka eivät maksa osinkoa. Sen vuoksi he muodostivat D/P+ -muuttujan sekä D/P dummy -muuttujan, joiden avulla he pystyivät tarkastelemaan erikseen yhtiöitä, jotka maksoivat osinkoa ja niitä jotka eivät maksaneet osinkoja. Tutkimuksessa D/P+ -muuttuja sai D/P-muuttujan todellisen arvon, mikäli luku oli positiivinen ja tällöin D/P dummy -muuttuja sai arvon nolla. D/P-muuttujan arvon ollessa nolla sai dummy-muuttuja arvon yksi ja D/P+ -muuttuja arvon nolla. Jakamalla aineiston yhtiöt kahteen osaan osingonjakopolitiikan mukaisesti, kuvaa D/P+ -muuttuja positiivisten osinkojen vaikutuksen tulevaisuuden tuottoihin. D/P dummy -muuttujan avulla taas saadaan selville, miten siirtyminen positiivisista osingoista nollaosinkoihin vaikuttaa tulevaisuuden tuottoihin eli onko nollaosinkoja tai positiivisia osinkoja maksavien yhtiöiden osaketuotoissa havaittavissa tilastollisesti merkittävää eroa. Heidän tutkimuksensa mukaan nollaosinkoja kuvaava dummy-

muuttuja ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Tämä tarkoittaa, että heidän tutkimuksensa perusteella sillä ei ollut merkitystä tulevaisuuden tuottoihin, jাকাako yhtiö osinkoa vai ei.

#### **4.3 Muiden maiden aineistolla tehdyt tutkimukset**

Muiden maiden aineistolla tunnuslukujen ennustuskyyä ovat tutkineet muun muassa Chan, Hamao & Lakonishok (1991). Tutkimuksessaan he käyttivät hyväksi japanilaista aineistoa, joka oli kerätty Tokion pörssistä 1971–1989. Aiemmista japanilaisista tutkimuksista poiketen Chan ym. ottivat huomioon myös Tokion pörssin toisen osan eli pienemmät yhtiöt kun aiemmat tutkimukset olivat tarkastelleet vain ensimmäistä osaa eli suurimpia yhtiöitä. Aiempien tutkimusten aineistoista oli puuttunut myös pörssistä poistuneiden yhtiöiden tiedot. Näiden pörssistä poistuneiden yhtiöiden jättäminen aineiston ulkopuolelle olisi tuonut aineistoon aiemmin esitellyn selviytymisharhan, jolloin vain hyvin pärjänneet yhtiöt olisivat päässeet mukaan tutkimukseen. Tämän seurauksena tutkimus olisi antanut liian positiivisen kuvan japanilaisista pörssiyhtiöistä ja siten tuonut harhaa estimointituloksiin. Tämä ongelma oli kuitenkin korjattu Chanin ym. tutkimuksesta.

Chanin ym. (1991) tutkimuksen mukaan logaritmoidun markkina-arvon vaikutus osaketuottoihin oli tutkimuksessa negatiivinen ja myös tilastollisesti merkitsevä kun testaus suoritettiin yhden muuttujan mallilla tai jos tuottoja ennustettiin markkina-arvolla yhdessä E/P-luvun kanssa. Kun myös B/P-luku otettiin malliin selittäväksi muuttujaksi, pysyi markkina-arvon kerroin edelleen negatiivisena, mutta muuttuja ei ollut enää tilastollisesti merkitsevä. Tämän perusteella näyttää siltä, että ainakin osa markkina-arvon ennustekyvystä tulevaisuuden tuottoihin sisältyy B/P-luvun vaikutukseen ja sen vuoksi markkina-arvo -muuttujan tilastollinen merkitsevyys katoaa kun B/P-luku otetaan mukaan malliin.

Tutkimuksessa käytettiin logartimoitua markkina-arvoa, koska Japanissa oli tapahtunut merkittävä osakkeiden markkina-arvojen kasvu vuosina 1973–1988. Kun vuonna 1973 Tokion pörssin osakkeiden yhteenlaskettu markkina-arvo oli ollut 28,39 miljardia jeniä oli se vuoteen

1988 mennessä noussut hieman yli 300 miljardiin jeniin. Logaritmoimalla koko-muuttuja haluttiin varmistaa muuttujan lineaarisuus ja siten harhattomat estimointitulokset. (Chan, Hamao & Lakonishok 1990, 1749.)

Myös Hou, Karolyi ja Kho (2011) ovat tutkineet tunnuslukujen ennustekykä Yhdysvaltojen ulkopuolella. Heidän tutkimuksensa aineisto koostui yli 27000 osakkeesta 49 maasta aikaväliltä 1981–2003. Empiirisessä osiossa Hou ym. käyttivät hyväkseen Faman ja MacBethin (1973) estimointimenetelmää. Estimoinnit oli tehty käyttäen moniyhtälömallia. Empiiriset tulokset oli jaettu siten, että niitä pystyttäisiin vertailemaan mahdollisimman monella eri tavalla. Tulokset oli jaettu koko maailman aineistolla saatuihin tuloksiin, vain yhdysvaltalaisien yhtiöiden tuloksiin, kehittyvien maiden tuloksiin, kehittyneiden maiden tuloksiin (ilman Yhdysvaltoja), tuloksiin jaettuna ajanjakso kahteen eri aikakauteen (7/1981–6/1992 ja 7/1992–12/2003) sekä tutkimalla tammikuun vaikutusta osaketuottoihin. (Hou ym. 2011, 2537–2539.) Tässä osiossa perehdytään erityisesti koko maailman aineistolla saatuihin tuloksiin, kehittyvien maiden tuloksiin sekä kehittyneiden maiden tuloksiin (ilman Yhdysvaltoja).

Hou ym. (2011) tutkimuksen mukaan logaritmoidun koko-muuttujan kerroin oli negatiivinen tutkimuksen kaikissa alaryhmissä. Muuttuja oli tilastollisesti merkitsevä kun sitä tarkasteltiin koko maailman aineistolla tai yhdysvaltalaisella aineistolla. Muuttujan tilastollinen merkitsevyys kuitenkin katosi kun tarkastelussa siirryttiin Yhdysvaltojen ulkopuolelle tarkastelemaan muita kehittyneitä maita ja kehittyviä maita. Näin ollen Hou ym. (2011) tutkimuksessa päästiin samaan tulokseen kuin Chanin, Hamaon ja Lakonishokin (1991) tutkimuksessa japanilaista aineistoa hyväksikäyttäen. Näiden tutkimusten perusteella koko-muuttujan tilastollinen merkitsevyys voidaan kyseenalaistaa ainakin Yhdysvaltojen ulkopuolella.

Logaritmoitu B/P-muuttuja pystyi Hou ym. (2011) mukaan ennustamaan tulevaisuuden tuottoja yhdysvaltalaisella aineistolla, kehittyneiltä mailta saadulla aineistolla sekä koko aineiston perusteella. Ainoastaan kehittyvistä maista saadulla aineistolla he eivät saaneet tilastollisesti

merkitseviä tuloksia. Tämän muuttujan kerroin oli jokaisella ryhmällä positiivinen, jonka mukaan suurempi B/P-tunnusluku tarkoitti suurempaa tulevaisuuden tuottoa.

Chanin, Hamaon ja Lakonishokin (1991) japanilaisen tutkimuksen mukaan tarkasteltavista tunnusluvuista B/P-tunnusluku oli tärkein selitettäessä tulevaisuuden tuottoja. Portfoliotarkastelussa yhtiöt jaettiin B/P-luvun mukaisessa suuruusjärjestyksessä kymmeneen yhtä suureen desiiliin. Tämän tarkastelun mukaan pienimmän ja suurimman desiilin välinen ero oli 0,44 prosenttia kuukaudessa, mikä tarkoittaa vuositasolla 5,28 prosenttia enemmän tuottoa suurimman B/P-luvun yhtiöille. Näiden kahden tutkimuksen tulokset Yhdysvaltojen ulkopuolisella aineistolla ovat samanlaiset kuin Faman & Frenchin (1992) saamat tulokset yhdysvaltalaisella aineistolla. B/P-luvun ennustekyky näyttääkin toimivan hyvin sekä Yhdysvalloissa että sen ulkopuolella.

E/P-luvun suhteen Chanin, Hamaon & Lakonishokin (1991) tulokset olivat kaksijakoisia. Kun E/P-luvun vaikutuksia tutkittiin selvittämällä, kuinka hyvin se pystyy yksin tai yhdessä markkina-arvo-muuttujan kanssa selittämään tulevia tuottoja, oli sen vaikutus tuottoihin positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Tämän mukaan siis suuremman E/P-luvun yhtiöt tuottivat keskimäärin paremmin kuin pienen E/P-luvun yhtiöt. Tunnusluvun vaikutus kuitenkin muuttui kun selittäviä muuttujia lisättiin malliin. Kun malliin lisättiin muuttujiksi kaikki tutkimuksen muuttujat eli myös B/P- ja C/P-muuttujat (cashflow/price), muuttui E/P tunnusluvun kerroin negatiiviseksi eikä muuttuja ollut enää tilastollisesti merkitsevä.

Houn, Karolyin & Khon (2011) tutkimuksessa E/P-luku sai kaksijakoisia tuloksia. Heidän tarkasteltaessa tunnusluvun vaikutusta koko aineiston perusteella, oli muuttujan vaikutus positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä riippumatta siitä, oliko kyseessä tarkastelu yhden vai usean muuttujan mallilla. Siirryttäessä aineiston pienempiin ryhmiin, ei E/P-luku ollut tilastollisesti merkitsevä muuttuja yhdessäkään näistä pienryhmässä. Chun (1997) taiwanilaisella aineistolla vuosilta 1990–1994 kerätyn tutkimuksen mukaan E/P-luku on pystynyt ennustamaan tilastollisesti merkitsevästi tulevaisuuden tuottoja. Chun tutkimus oli kuitenkin suoritettu yhden

muuttujan mallilla, jonka vuoksi puuttuvan muuttujan harha on saattanut vaikuttaa tutkimustuloksiin.

Houn, Karolyin ja Khon (2011) tutkiessa D/P-tunnusluvun ennustuskyyä, oli se tilastollisesti merkitsevä ja positiivinen tarkasteltaessa kehittyneiden maiden tuottoja (Yhdysvallat poisluettuna) sekä tarkasteltuna koko aineistolla. Molempien ryhmien tulos oli samanlainen riippumatta siitä tehtiinkö estimointi yhden muuttujan mallilla vai moniyhtälömallilla. Kehittyvien maiden markkinoiden osalta D/P-muuttuja ei ollut kuitenkaan pystynyt selittämään tulevaisuuden tuottoja tilastollisesti merkitsevästi.

Myös Chu (1997) on tutkinut osinkojen vaikutuksia tulevaisuuden tuottoihin. Hänen tutkimuksensa aineisto kattoi ajanjakson 1990–1994, joka oli kerätty taiwanilaisilta pörssiyhtiöiltä. Tutkimuksessaan Chu on jakanut osingon jakotavat rahana maksettaviin osinkoihin ja osakkeina jaettaviin osinkoihin. Koska Taiwanissa ei veroteta pääomatuloja, ovat osakkeina jaettavat osingot olleet huomattavasti rahana maksettavia osinkoja suositumpia niiden korkoa korolle vaikutuksen vuoksi. Chun tutkimuksen mukaan rahana maksettavat osingot eivät ole vaikuttaneet tilastollisesti merkitsevästi tulevaisuuden tuottoihin. Kun tarkasteluun otettiin mukaan sekä rahana maksetut osingot että osakkeina maksetut osingot, muuttui estimointitulos täysin. Tämän estimoinnin perusteella näiden yhdistettyjen osinkojen yhteisvaikutus on tilastollisesti merkitsevä sekä positiivinen.

#### **4.4 Yhteenveto aiemmista tutkimuksista**

Aiempien tutkimusten perusteella vaikuttaa siltä, että B/P-tunnusluku on pystynyt ennustamaan tulevaisuuden tuottoja tarkasteltavista tunnusluvuista luotettavimmin. Se on pystynyt tuottamaan tilastollisesti merkitsevää ennustuskyyä sekä yhdysvaltalaisella aineistolla sekä Yhdysvaltojen ulkopuolelta. Sen ennustuskyy ei ole näyttänyt olevan riippuvainen myöskään

muista muuttujista vaan se on pystynyt säilyttämään tilastollisen merkitsevyyden niin yhden yhtälön malleissa kuin moniyhtälömalleissakin.

E/P-luvun luvun suhteen saadut suomalaiset tutkimustulokset antoivat tilastollisesti merkitsevän ja positiivisen kertoimen. Suomessa E/P-luku vaikuttaakin toimineen hyvin tulevaisuuden tuottoja ennustettaessa. Siirryttäessä kuitenkin Suomen ulkopuolelle, eivät tulokset olekaan enää niin selviä. Yhdysvaltalaisella aineistolla oli saatu todella erilaisia tuloksia riippuen siitä, onko kyse yhden yhtälön mallista vai moniyhtälömallista. Kuitenkin portfoliotarkasteluiden perusteella näyttivät suuren E/P-luvun yhtiöt pääsevän toistuvasti parempiin tuloksiin kuin matalan E/P-luvun yhtiöt.

Koko-muuttujan negatiivinen tilastollinen merkitsevyys näytti selvältä sekä suomalaisella sekä yhdysvaltalaisella aineistolla tarkasteltuna. Siirryttäessä kuitenkin muihin maihin, muuttujan tilastollinen merkitsevyys ei kuitenkaan enää pätenyt. Muuttujan kerroin oli kuitenkin negatiivinen riippumatta siitä, mistä tämä aineisto oli kerätty.

D/P-muuttujasta on tehty selvästi vähemmän tutkimusta kuin muista tämän tutkielman tunnusluvuista. Yhdysvalloissa vaikuttaa siltä, että D/P-muuttuja on pystynyt aiemmin ennustamaan tulevaisuuden tuottoja, mutta sen ennustusvoima on vähentynyt nykypäivään tultaessa eikä se enää viimeisimpien tutkimusten mukaan ole ollut tilastollisesti merkitsevä muuttuja. Sen sijaan suomalaisten tutkimusten mukaan korkeaa osinkoa jakavat yhtiöt ovat pystyneet keskimäärin korkeampaan keskituottoon kuin alhaista osinkoa jakavat yhtiöt. Myös muualla maailmassa D/P-muuttuja on pystynyt ennustamaan tulevaisuuden tuottoja tilastollisesti merkitsevästi lukuun ottamatta kehittyviä maita.



## 5. AINEISTOJEN KERÄYSMETODIT JA OMAN AINEISTON ESITTELY

### 5.1 Aiempien tutkimusten datan keräysmetodit

Useimmissa aiemmissä tutkimuksissa on haluttu varmistaa se, että nämä tilinpäätöksestä saadut tunnusluvut todella ennustavat tulevaisuuden tuottoja. Tämän vuoksi tulevaisuuden tuottoja selittävät tunnusluvut on kerätty selitettäviä tuottoja edeltävän vuoden (vuoden  $t-1$ ) tilinpäätöksestä saaduilla tiedoilla. Sen sijaan tutkimuksessa selitettävät tuotot on kerätty vuoden  $t$  heinäkuusta vuoden  $t+1$  kesäkuuhun, jotta tunnusluvut todellisuudessa ennustaisivat tulevaisuuden tuottoja. Tällä tavoin aineistonsa ovat keränneet esimerkiksi Hou, Karolyi & Kho (2011) sekä Fama & French (1992).

Usein tunnuslukujen sekä tuottojen epänormaalin suuret tai pienet arvot on haluttu jättää aineiston ulkopuolelle, koska nämä epänormaalit arvot saattaisivat vaikuttaa estimointituloksiin niitä vääristävästi. Tämän vuoksi esimerkiksi Houn, Karolyin & Khon (2011) tutkimukseen hyväksyttiin mukaan ainoastaan tarkat kriteerit täyttävät osakkeet. Aineistoon päästäkseen osakkeella tuli olla vähintään 12 kuukauden osaketuotot raportoituna tutkimukseen. Lisäksi yli 300 %:n kuukausituotot merkittiin puuttuneiksi. Välttyäkseen yksittäisten tunnuslukujen antamilta liian suurilta arvoilta, jätettiin tutkimuksessa tilaston ulkopuolelle tunnuslukujen pienimmän ja suurimman 0,5 prosentin joukko. Tutkimuksen osakkeilta vaadittiin myös yli 1 dollarin hintaa pörssissä, jotta välttyttäisiin osakkeen pienen hinnan ja likviditeetin puutteen aiheuttamilta harhoilta. Myöskään Fama & French (1992) eivät olleet kinnostuneita tunnuslukujen suurimman ja pienimmän 0,5 prosentin joukosta. He tosin eivät jättäneet tätä 0,5 prosentin joukkoa tutkimuksen ulkopuolelle vaan he merkkasivat nämä epänormaalit arvot yhtä suuriksi seuraavan tutkimukseen hyväksytyn arvon kanssa.

## 5.2 Oma aineisto

Tässä tutkielmassa käytetty aineisto on saatu Elinkeinoelämän tutkimuslaitokselta. Aineisto käsittää Suomen 600 suurimman yrityksen tilinpäätöstiedot vuosilta 2001–2013. Tästä aineistosta on kerätty kaikki aineistossa olevat Helsingin pörssiin kuuluvat yhtiöt, jotka sijoittuivat 600 suurimman yrityksen listalle ja joiden tilinpäätöstiedoista oli tarpeeksi tietoa saatavilla. Tällaisia Helsingin pörssiin kuluvia yrityksiä löytyi tällä aikavälillä yhteensä 107. Keskimäärin aineistoon saatiin 71 pörssiyhtiötä vuosittain.

Aineistoon päästäkseen pörssiyhtiöltä vaadittiin tilinpäätöstietoja, joilla oli mahdollista saada selville vähintään kahden vuoden tuotto sekä jokin tutkimuksessa käytettävistä tunnusluvuista samalta ajanjaksolta. Lisäksi, jotta välttyttäisiin yksittäisten tunnuslukujen liian suurilta vaikutuksilta, on E/P tunnusluvun pienimmän ja suurimman prosentin joukko jätetty tutkimuksen ulkopuolelle ja nämä arvot merkattu seuraavaksi suurimman tai pienimmän hyväksytyn luvun kanssa yhtä suuriksi. Tämä liian suurien ja pienien tunnuslukujen vaikutusten poisto on tehty samalla tavoin kuin Faman & Frenchin (1993) tutkimuksessa. Ainoana muutoksena se, että he jättivät tutkimuksessaan suurimman ja pienimmän 0,5 prosentin joukon tutkimuksen ulkopuolelle. Tässä tutkimuksessa on päädytty yhteen prosenttiin, koska puolen prosentin poistolla aineistoon olisi jäänyt liikaa epätavallisia tunnuslukujen arvoja. Nämä yksittäiset havainnot olisivat vaikuttaneet liian suurella painoarvolla tutkimuksen antamiin tuloksiin ja tuoneet siten harhaa estimointituloksiin.

Aineistoon ei saatu kaikkia Helsingin pörssin yhtiöitä. Tämä johtui siitä, että osan kotipaikka on ulkomailla ja osa pörssiyrityksistä ei päässyt 600 suurimman suomalaisyhtiön listalle. Myös osa yrityksistä 600 suurimman yhtiön listalla on vaihtunut vuosien myötä. Näistä yhtiöistä on saatavilla tiedot vain niiltä vuosilta kun yhtiö on kuulunut 600 suurimman yhtiön joukkoon, mikäli yhtiö on täyttänyt edellisessä kappaleessa luetellut tilastolliset kriteerit.

Faman & Frenchin (1992) tutkimuksen mukaan nämä aineiston ulkopuolelle jääneet pienet yhtiöt tuottavat keskimäärin paremmin kuin suuret yhtiöt. Näiden pienten yhtiöiden jääminen

tutkimuksen ulkopuolelle saattaakin vaikuttaa markkina-arvo -muuttujan tilastolliseen merkitsevyyteen sitä heikentävästi tai ainakin pienentäen sen vaikutusta tulevaisuuden osaketuottoihin estimoitavassa mallissa. Tällaista selittävän muuttujan ei-satunnaisuuden synnyttämää harhaa kutsutaan valikoitumisharhaksi, joka syntyy sen vuoksi, että tutkimuksessa käytettävä otos ei ole ollut satunnainen. Valikoitumisharha aiheuttaa korrelaatiota selittävän muuttujan ja virhetermin välillä, tässä tapauksessa pienentäen markkina-arvo -muuttujan vaikutusta selitettävään muuttujaan. (Hsiao, 2003, 9–11.) Tämä vaikutus markkina-arvo -muuttujaan tuleekin ottaa huomioon arvioitaessa sen vaikutuksia tutkimustuloksiin.

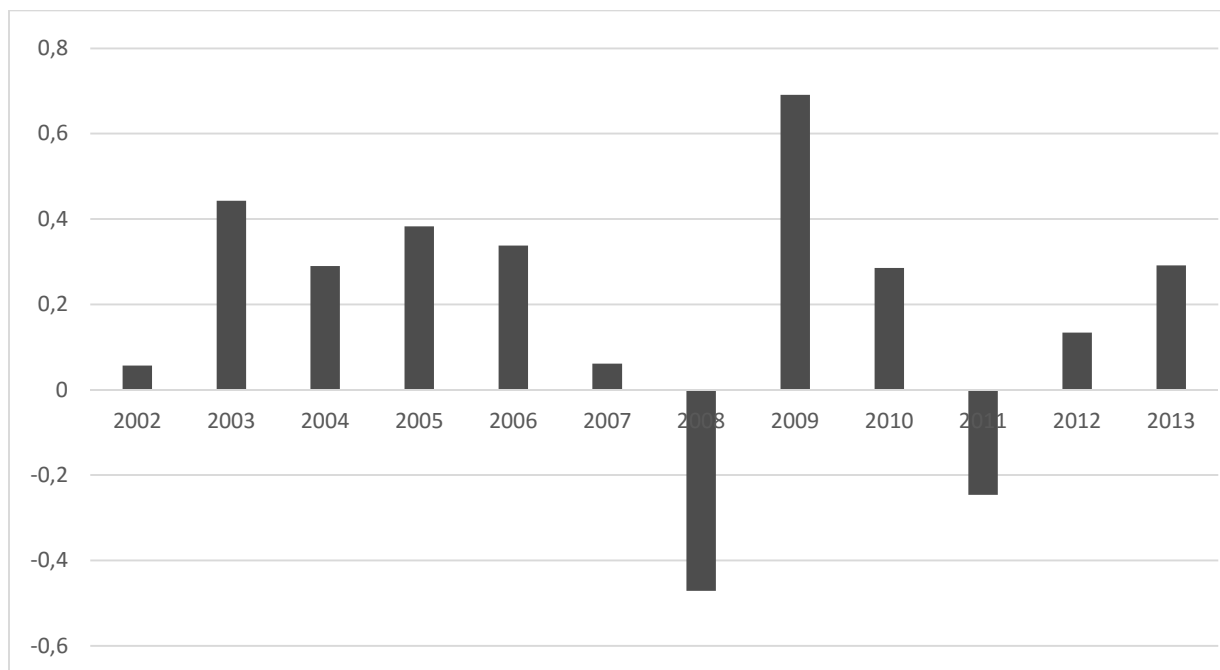
Elinkeinoelämän tutkimuslaitoksen aineistosta on kerätty tutkielmaa varten tarpeellinen aineisto pörssiyhtiöiden osalta. Nämä tunnusluvut on viivästetty yhdellä vuodella, jotta ne todella ennustaisivat tulevia tuottoja. Osa tarvittavista tunnusluvuista ja tilinpäätöstiedoista ei ollut suoraan saatavilla, joten ne on jouduttu laskemaan tilinpäätöstiedoista. Tutkimukseen käytetyistä tunnusluvuista D/P- ja B/P -tunnusluvut on jouduttu laskemaan tilinpäätöstiedoista, mutta muut selittävät muuttujat on saatu suoraan Elinkeinoelämän tutkimuslaitoksen aineistosta.

Tutkielman selitettävä muuttuja eli osakkeen vuosittaiset tuotot on laskettu Elinkeinoelämän tutkimuslaitoksen aineiston antamilla tiedoilla. Vuosittaista tuottoa laskettaessa on otettu huomioon Chanin, Hamaon & Lakonishokin (1990) tavoin myös yhtiön kyseisenä vuonna maksamat osingot. Vuosittainen tuotto vuonna  $t$  on laskettu:

$$\frac{(Yhtiön\ markkina\ arvo\ (vuoden\ t\ lopussa) + Yhtiön\ maksamat\ osingot\ (vuonna\ t) - Yhtiön\ markkina-arvo\ (vuoden\ t-1\ lopussa))}{Yhtiön\ markkina-arvo\ (vuoden\ t-1\ lopussa)} \quad (5.1)$$

Kuviossa 2 on esitetty aineiston yhtiöiden keskimääräiset vuosituo-  
totot. Kuviosta voidaan huomata, että kahdesta laskusuhdanteesta huolimatta keskimääräiset tuotot ovat olleet vain kahtena vuotena negatiivisia. Merkittävin lasku tuotoissa tapahtui vuonna 2008, jolloin keskimääräinen tappio oli hieman yli 47 prosenttia. Vuosia 2008 ja 2011 lukuun ottamatta

keskimääräiset tuotot ovat olleet kuitenkin positiivisia. Tämän aineiston luvuilla esitetty keskiarvotuotto ei kuitenkaan välttämättä edusta koko Helsingin pörssin keskimääräisiä tuottoja, sillä nämä yllättävän monet positiivisen tuoton vuodet saattavat johtua myös aineiston rajallisuudesta. Kuten aiemmin on todettu, aineistoon on valittu vain ne yhtiöt, jotka edustavat suurinta 600 suomalaista yritystä vuosittain. Tästä syystä huonosti tuottaneet pörssiyhtiöt ovat saattaneet tippua pois tältä listalta muutaman heikon vuoden jälkeen, jolloin aineistoon on jäänyt vain hyvin pärjänneet yhtiöt. Tämä yritysten valikoituminen aineistoon onkin saattanut nostaa aineiston yhtiöiden keskimääräisiä tuottoprosentteja.



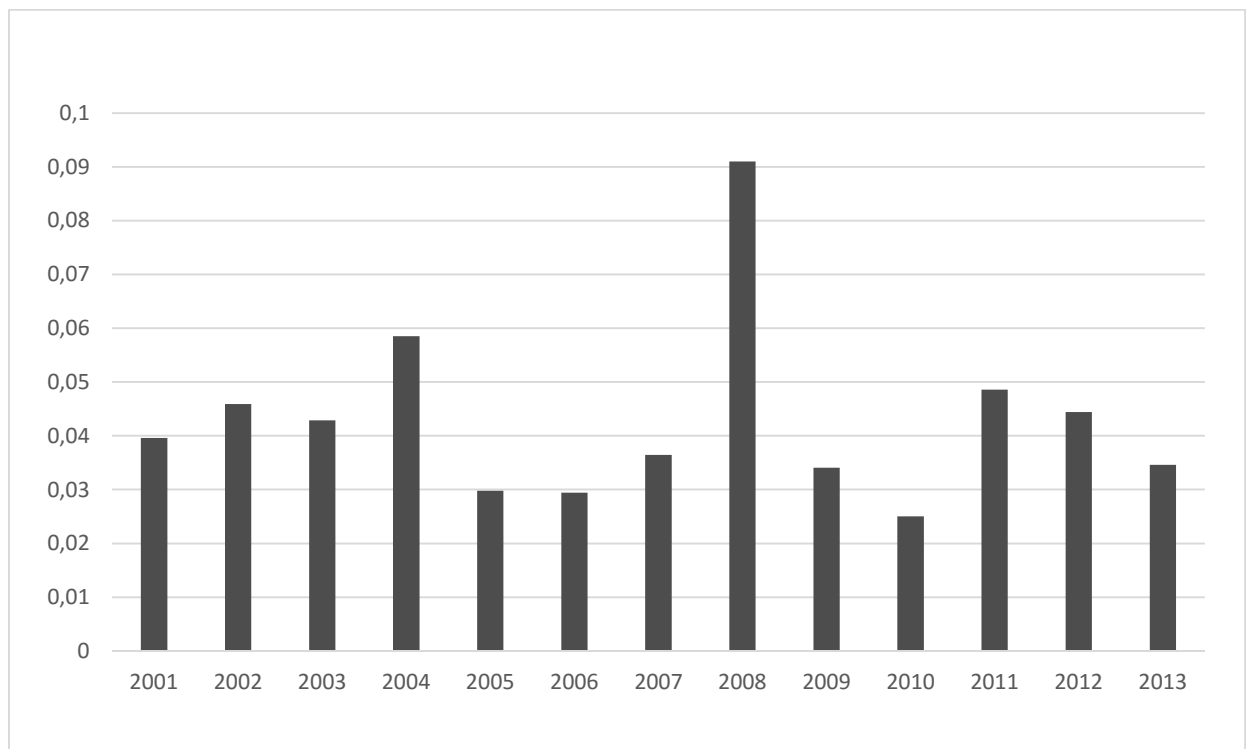
Kuvio 2. Keskimääräiset vuosituotot (osingot mukana)

Tutkielman selittävästä muuttujista D/P-muuttuja vuodelle  $t$  on laskettu kaavalla:

$$\frac{\text{Maksetut osingot (vuonna } t)}{\text{Yrityksen markkina-arvo (vuoden } t \text{ lopussa)}} \quad (5.2)$$

Tutkimuksessa D/P-muuttujalle on muodostettu myös dummy-muuttuja, joka saa arvon nolla tunnusluvun ollessa positiivinen ja arvon yksi osinkojen ollessa nolla. Kuvio 3 näyttää, miten D/P-muuttujan vuosittaiset, kaikista aineiston yhtiöistä lasketut keski-arvot, ovat kehittyneet vuosina

2001–2013. Aiempien tutkimusten mukaan D/P-muuttujan kertoimen tulisi olla positiivinen ennustettaessa tulevaisuuden tuottoja. Vuoden 2008 huomattavasti muita vuosia suurempi D/P-luvun keskiarvo selittyy sillä, että päätökset tämän vuoden osingoista tehtiin jo vuoden 2007 lopussa tai viimeistään alkuvuodesta 2008 kun vuoden 2008 syys-lokakuussa alkaneesta finanssikriisistä ei ollut vielä tietoakaan. Finanssikriisin vuoksi kuitenkin yritysten markkina-arvot olivat vuoden 2008 loppuun mennessä laskeneet huomattavasti, jonka seurauksena D/P-tunnusluku sai kyseiseltä vuodelta todella korkeita arvoja.



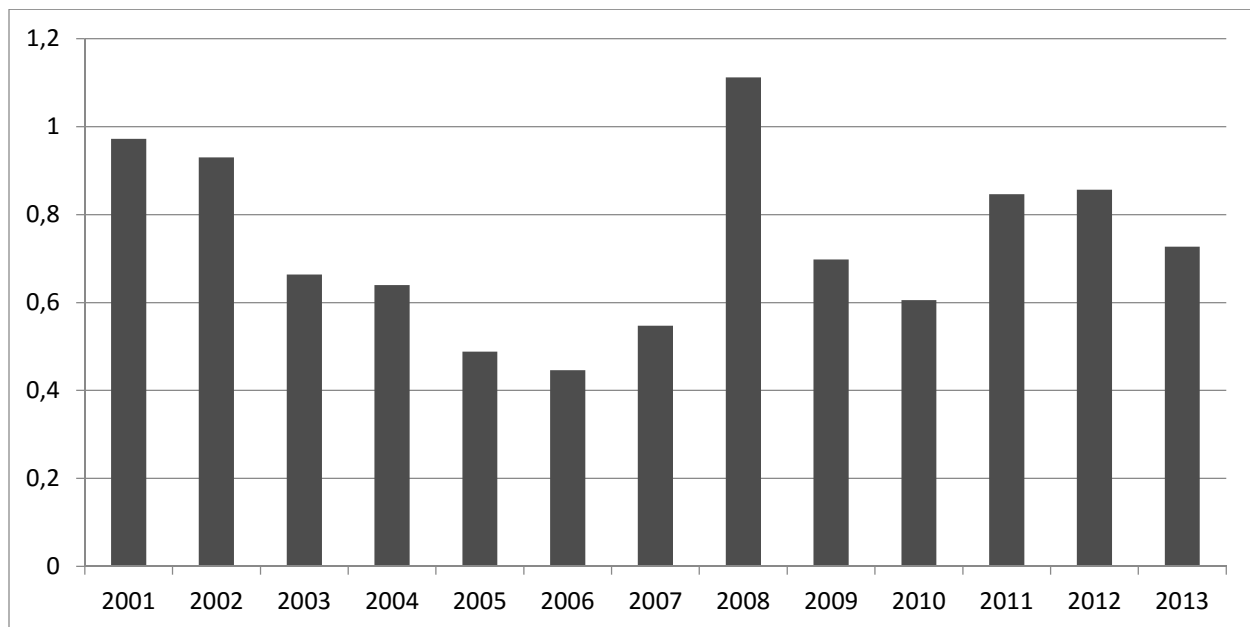
Kuvio 3. D/P-luvun vuosittaiset keskiarvot

B/P-muuttuja vuodelle  $t$  on laskettu:

$$\frac{\text{Taseen oma pääoma (vuoden } t \text{ lopussa)}}{\text{Yrityksen markkina-arvo (vuoden } t \text{ lopussa)}}. \quad (5.3)$$

Myös tämän tunnusluvun (Kuvio 4) arvo nousi vuonna 2008 samasta syystä kuin D/P-muuttujankin kohdalla (Kuvio 3), sillä finanssikriisi ei ainakaan heti vaikuttanut yritysten taseen

oman pääoman määrään sitä laskevasti, mutta yrityksen markkina-arvoon se vaikutti. Aiempien tutkimusten mukaan tämän tunnusluvun kasvaessa myös tulevaisuuden tuottojen pitäisi kasvaa. Verrattaessa kuvion 4 B/P-luvun vuosittaisia keskiarvoja ja kuvion 2 keskimääräisiä vuosituoitoja, voidaan huomata, että alhainen B/P-arvo edeltävänä vuonna pystyi hyvin ennakoimaan seuraavan vuoden keskimäärin heikompia tuottoja. Samaan aikaan korkeat B/P-luvun arvot pystyivät ennustamaan korkeaa tuottoa seuraavalle vuodelle.

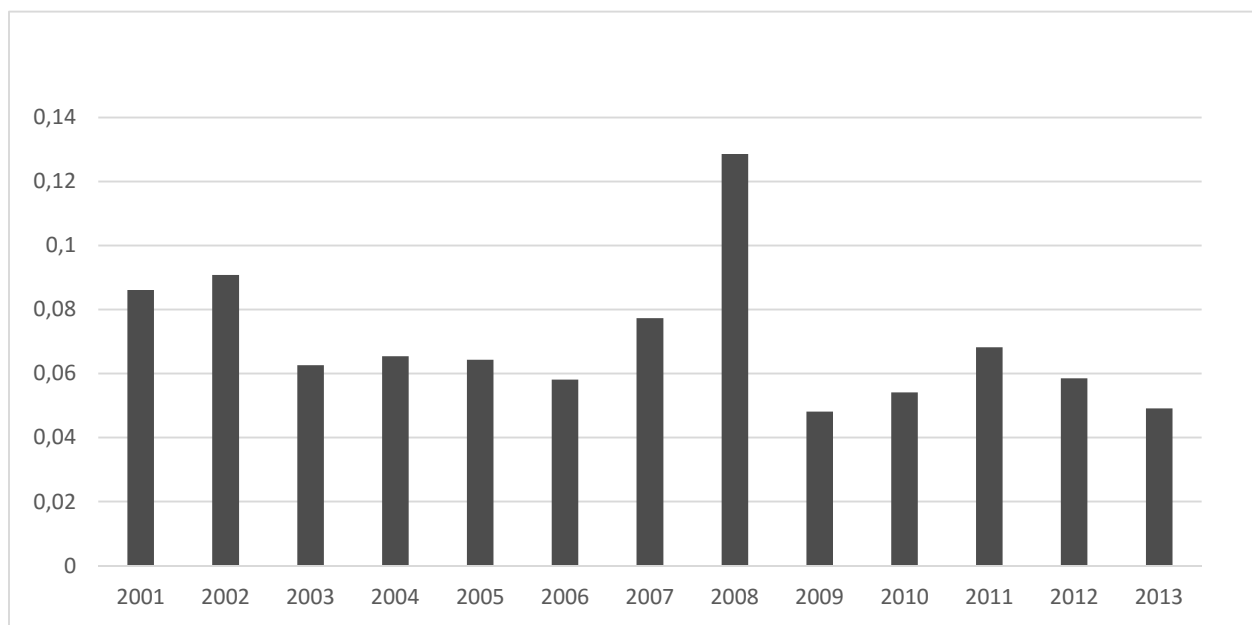


Kuvio 4. B/P-luvun vuosittaiset keskiarvot

Suomessa on käytetty yleisesti P/E-lukua kuvaamaan, kuinka monta vuotta nykyisellä tulospauhdilla ja kurssitasolla kuluisi, jotta osakesijoitus maksaisi itsensä takaisin. Se onkin osakkeen arvonmäärittämisessä yleisimmin käytetty tilinpäätöksen tunnusluku. (Kallunki & Niemelä 2012, 195.) Kansainvälisten tutkimusten tavoin myös tässä tutkielmassa käytetään kuitenkin sen käänteislukua E/P. Tämä tunnusluku on laskettu:

$$\frac{\text{Nettotulos (vuonna } t)}{\text{Yrityksen oman pääoman markkina-arvo (vuoden } t \text{ lopussa)}} \quad (5.4)$$

Kuviossa 5 on esitetty E/P-luvun vuosittaiset keskiarvot. Tähän kuvaajaan on otettu mukaan vain positiivisen E/P-luvun saaneet yhtiöt, koska negatiivisten arvojen mukanaolo olisi ajanut keskiarvon lähelle nollaa käytännössä jokaisena vuotena, jolloin tämän tunnusluvun tarkastelu kuvaajan avulla ei olisi tuonut lisäarvoa tutkielmalle. Verrattaessa E/P-luvun kuvaajaa kuviossa 5 ja kuvion 2 keskiarvotuottojen kuvaajaa, vaikuttaa siltä, että E/P-luku on pystynyt ennustamaan vuoden 2009 keskimääräistä korkeamman kurssinousun. Tosin vuoden 2008 finanssikriisin aiheuttamaa kurssilaskua se ei pystynyt ennustamaan. Toisaalta, vuoden 2011 kurssilaskua edeltävänä vuonna tämä tunnusluku oli alhaisella tasolla, mikä tarkoittaa, että tämän kurssilaskun tunnusluku olisi pystynyt ennustamaan.



Kuvio 5. E/P-luvun vuosittaiset keskiarvot. Tunnusluvun negatiivisia arvoja ei mukana.

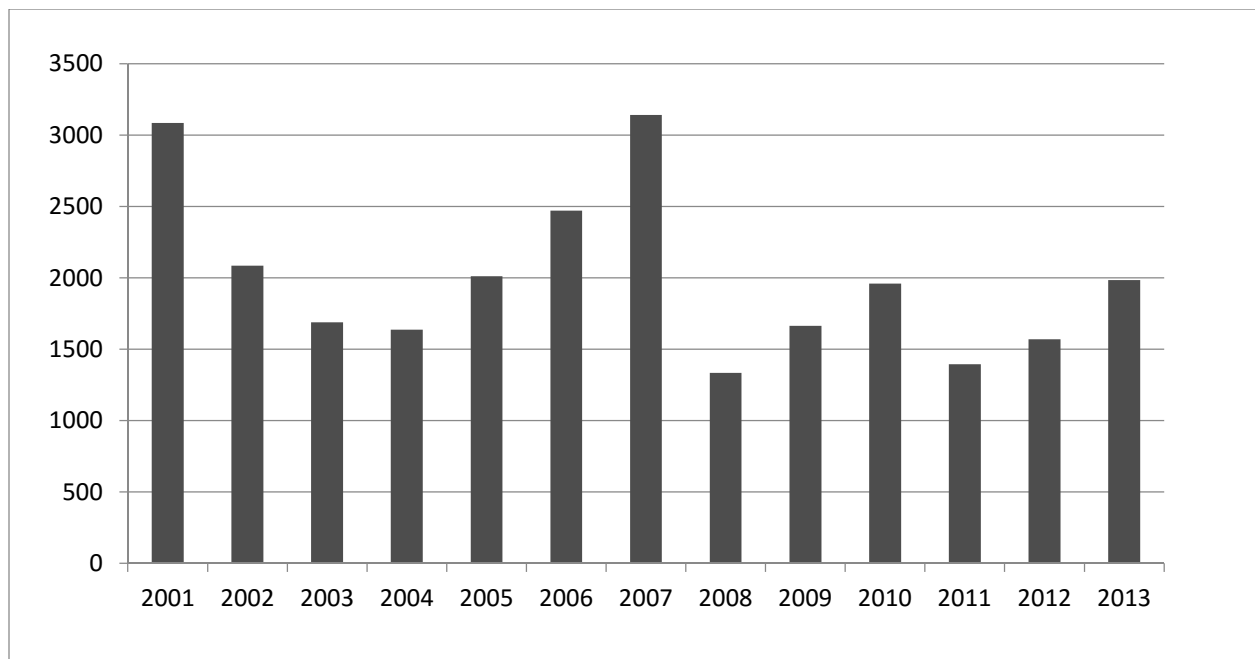
Tutkimuksessa E/P-muuttujalle on muodostettu myös dummy-muuttuja, joka saa arvon nolla tunnusluvun ollessa positiivinen ja arvon yksi tunnusluvun ollessa negatiivinen. Tämän lisäksi tutkimuksessa käytetään E/P-muuttujaa, jossa on mukana sen kaikki arvot sekä dummy-muuttujasta ja E/P-muuttujasta muodostettua interaktiomuuttujaa. Tämän interaktiomuuttujan tarkoituksena on näyttää, miten negatiivinen E/P-luku pystyy ennustamaan tulevaisuuden tuottoja. Interaktiomuuttujan ottaminen mukaan estimointiin saa aikaan sen, että E/P-muuttuja (jossa sekä negatiiviset että positiiviset arvot mukana) selittää vain positiivisen E/P-luvun

ennustekykyä tulevaisuuden tuottoihin interaktiomuuttujan ”omiessa” itseensä negatiivisten E/P-lukujen vaikutuksen.

Tässä tutkielmassa yrityksen koko-muuttujana käytetään Houn, Karolyin & Khon (2011) sekä Faman & Frenchin (1992) tavoin logaritmoitua markkina-arvoa. Koko-muuttuja vuonna  $t$  on laskettu:

$$\log(\text{Yrityksen markkina} - \text{arvo (vuoden } t \text{ lopussa)}). \quad (5.5)$$

Aineiston yhtiöiden vuosittain lasketut keskimääräiset markkina-arvot on esitetty kuviossa 6. Kuviosta voidaan helposti huomata kaksi laskusuhdannetta. Näitä olivat IT-kuplan 2000-luvun alussa aiheuttama yhtiöiden markkina-arvojen lasku sekä vuoden 2008 finanssikriisi. Aineistosta voidaan huomata myös yksi selvä nousukausi kun vuodesta 2004 vuoteen 2007 aineiston yhtiöiden keskimääräiset markkina-arvot käytännössä kaksinkertaistuivat.



Kuvio 6. Aineiston yhtiöiden keskimääräiset markkina-arvot (miljoonaa euroa)



Edellä esiteltyjen tunnuslukujen avulla on tarkoitus selvittää, voidaanko näiden tunnuslukujen avulla ennustaa tulevaisuuden tuottoja. Tutkielmassa estimoitava yhtälö on perusmuodossaan:

$$y_t = \alpha + \beta_1 E/P_{t-1} + \beta_2 D/P_{t-1} + \beta_3 B/P_{t-1} + \beta_4 \text{markkina} - \text{arvo}_{t-1} + u_{t-1} \quad (5.6)$$

missä,

$i = 1, \dots, N$  ja  $t = 1, \dots, T$

$y_t$  = vuoden  $t$  keskimääräinen osaketuotto

$\alpha$  = vakiotermi

$u_{t-1}$  = virhetermi.

Markkina-arvo -muuttujan vaikutuksia tarkasteltaessa tulee kuitenkin huomioida se, että tutkielman estimointiyhtälössä (kaava 5.6) on markkina-arvo -muuttujan viivästetty arvo sekä selittävällä että selitettävällä puolella. Tämä voidaan havaita vertaamalla markkina-arvo -muuttujan kaavaa 5.5 ja keskimääräisten vuosituottojen kaavaa 5.1. Näin ollen vuoden  $t-1$  markkina-arvon laskiessa, nousevat vuoden  $t$  keskimääräiset tuotot automaattisesti, koska osakkeen markkina-arvo ajanhetkellä  $t-1$  sijaitsee selitettävän muuttujan nimittäjässä, jolloin sen laskiessa, nousevat vuoden  $t$  keskimääräiset tuotot. Tämä vaikutus tulee ottaa huomioon estimointituloksia tarkasteltaessa.

Aiemmin esitetyissä Faman & Frenchin (1992) sekä Houn, Karolyin & Khon (2011) tutkimuksissa on käytetty kuukausiaineistoa. Tämä ei kuitenkaan ollut mahdollista tässä tutkimuksessa aineiston rajallisuudesta johtuen ja sen vuoksi on käytetty vuosiaineistoa kuukausiaineiston sijaan. Vuosiaineiston käyttö saa aikaan sen, että muuttujien arvoja ei ole saatavilla yhtä paljon kuin kuukausiaineistolla. Tämän lisäksi syntyy ongelma kun yritetään toistaa samanlainen tutkimus kuin Fama & French (1992), Hou, Karolyi & Kho (2011) sekä Chan, Hamao & Lakonishok (1990) ovat suorittaneet. Heidän tutkimuksissaan selitettävä muuttuja eli vuosittainen tuotto laskettiin vuoden  $t$  heinäkuusta vuoden  $t+1$  kesäkuuhun ja tätä tuottoa selitettiin vuoden  $t-1$  tilinpäätöksestä saaduilla tiedoilla lukuun ottamatta markkina-arvoa, joka otettiin vuoden  $t$

kesäkuun mukaan. Tällä tavoin saatiin aikaan eteenpäin katsova malli, jonka tilinpäätöstiedot olivat tiedossa ennen tuottojen määräytymistä. Tuottojen laskun aloittaminen vasta vuoden t heinäkuussa johtui Faman & Frenchin (1992, 429) mukaan siitä, että vaikka pörssiyhtiöiden pitäisi raportoida vuoden t-1 tuloksestaan viimeistään vuoden t maaliskuun lopussa, jättää keskimäärin 19,8 prosenttia yhtiöistä tuloksen ja tilinpäätöstietojen julkistamisen tämän jälkeiselle ajalle.

Vuosiaineiston rajallisten tietojen vuoksi tässä tutkimuksessa selitetään vuoden t tuottoja vuoden t-1 tilinpäätöksestä saaduilla tiedoilla. Yrityksen markkina-arvo on myös saatu tilinpäätöksestä ja se on vuoden t-1 lopun mukainen yrityksen arvo. Yrityksen tuotot on laskettu tammikuun t alusta joulukuun t loppuun asti. Faman & Frenchin (1992) mukaan yritysten raportoidessa tuloksistaan maaliskuun lopussa, olisi selitettävän muuttujan määrästä laskettu jo kolmen kuukauden tuotot. Tilanne on kuitenkin erilainen nykypäivänä, sillä yhtiöiden raportointinopeus on muuttunut Faman & Frenchin vuonna 1992 tekemästä tutkimuksesta. Nykyään suomalaiset pörssiyhtiöt julkistavat vuoden t-1 tilinpäätöksensä jo vuoden t helmikuun aikana. Näin ollen tässä tutkimuksessa tilinpäätöksen julkistushetkellä on tiedossa ainoastaan yhden tai kahden kuukauden tuotot.

## 6. ESTIMOINTIMENETELMÄT

### 6.1 OLS-menetelmä

OLS-menetelmä (Ordinary least squares) on yksi ekonometrisen tutkimuksen kulmakivistä. Menetelmän perusajatuksena on löytää lineaarinen kombinaatio selittävistä muuttujista  $x_2, \dots, x_k$  ja vakiotermistä, minkä avulla saadaan mahdollisimman tarkka estimaatti selitettävälle muuttujalle  $y$ . Näin ollen, jotta saadaan mahdollisimman tarkka estimaatti  $y$ :lle, täytyy ratkaista  $\beta$ :n arvo, joka minimoi keskivirheen:

$$S(\beta) = \sum_{i=1}^N (y_i - x_i \beta)^2. \quad (6.1)$$

Kaava 6.1 korotetaan toiseen potenssiin, jotta sulkulausekkeen erotuksen negatiiviset tulokset eivät vaikuttaisi virhetermiä pienentävästi. Jotta tämä minimointiongelma saadaan ratkaistua, tulee yhtälö 6.1 derivoida  $\beta$ :n suhteen. Derivoidusta kaavasta 6.1 saadaan

$$-2 \sum_{i=1}^N (y_i - x_i' \beta) = 0 \quad (6.2)$$

tai

$$(\sum_{i=1}^N x_i x_i') \beta = \sum_{i=1}^N x_i y_i. \quad (6.3)$$

Kaavasta 6.3 voidaan ratkaista  $\beta$ :n estimaatti, jota merkitään  $b$ :llä:

$$b = (\sum_{i=1}^N x_i x_i')^{-1} \sum_{i=1}^N x_i y_i. \quad (6.4)$$

Tämän  $b$ -estimaatin avulla saadaan laskettua paras lineaarinen approksimaatio  $y$ :lle käyttäen hyväksi selittäviä muuttujia  $x_2, \dots, x_k$  ja vakiotermiä. (Verbeek 2004, 8–9.)

Jotta OLS-menetelmällä saatu tulos olisi paras lineaarinen harhaton estimaattori, tulee tehdä oletuksia mallin virhetermin ( $\epsilon_i$ ) ja selittävien muuttujien ( $x_i$ ) suhteen. Nämä oletukset ovat:

$$E(\epsilon_i) = 0, i = 1, \dots, N \quad (A1)$$

$$(\epsilon_1, \dots, \epsilon_N) \text{ ja } (x_1, \dots, x_N) \text{ ovat toisistaan riippumattomia} \quad (A2)$$

$$V(\epsilon_i) = \sigma^2, i = 1, \dots, N \quad (A3)$$

$$\text{Cov}(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0, i, j = 1, \dots, N, i \neq j. \quad (A4)$$

Näitä oletuksia kutsutaan Gauss-Markov -oletuksiksi. Ensimmäisen oletuksen mukaan mallin virhetermin odotusarvon tulee olla nolla. Toisen oletuksen mukaan selittävien muuttujien ja virhetermien tulee olla riippumattomia toisistaan eli minkään havainnon virhetermi ei riipu millään tavalla minkään havainnon selittävien muuttujien arvosta. Kolmannen oletuksen mukaan virhetermin tulee olla homoskedastinen eli sen varianssin tulee olla vakio. Viimeisen oletuksen mukaan virhetermien välillä ei saa olla autokorrelaatiota eli ne eivät saa korreloida keskenään. Näiden oletusten voimassaollessa OLS on paras lineaarinen harhaton estimaattori. Harhattomuus tarkoittaa, että toistettaessa tätä koetta voidaan odottaa, että saatu estimaatti on keskimäärin sama kuin oikea arvo  $\beta$ . (Verbeek 2004, 16–17.)

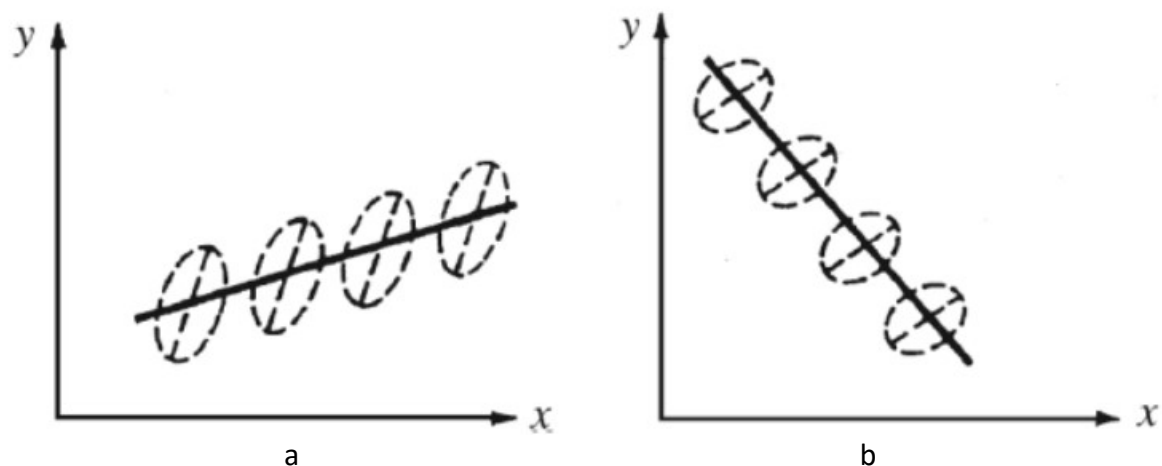
OLS-menetelmän käyttö paneeliaineiston tulkinnessa on kuitenkin saanut paljon kritiikkiä. Kritiikin mukaan menetelmän käyttö voi antaa harhaisia ja tehottomia tuloksia, koska tarkasteltavat yksiköt aineistossa ovat erilaisia. OLS-menetelmä antaakin jokaiselle yksilölle sekä saman vakiotermin että saman kertoimen riippumatta siitä, millainen niiden yksilöllinen vaikutus on verrattuna estimoitavaan parametriin. Näiden yksilöllisten vaikutusten sivuuttaminen heterogeenisessä aineistossa aiheuttaa kuitenkin harhaisia ja tehottomia tuloksia malliin. Tällaista erilaisten yksilöiden estimointituloksiin tuomaa harhaa kutsutaan heterogeenisyysarhaksi (heterogeneity bias). Aineiston yksilöiden ollessa erilaisia verrattuna toisiinsa, tulisi näiden yksilöllisten vaikutusten vaikuttaa myös estimoitaviin parametreihin. (Hsiao 2003, 8.)

Aineiston heterogeenisyyden aiheuttamaa harhaa voidaan havainnollistaa yritysten tuloksentekokykyä koskevan esimerkin avulla. OLS-menetelmällä estimoitu malli on muotoa

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N \text{ ja } t = 1, \dots, T, \quad (6.5)$$

jossa vakiotermi  $\alpha$  ja kerroin  $\beta$  ovat vakioita estimoitavasta yrityksestä riippumatta. Usein erilaisilla yrityksillä on kuitenkin erilaiset vakiotermit, jolloin siis  $\alpha_i \neq \alpha_j$  ja  $\beta_i \neq \beta_j$ . Tämä vakiotermin erilaisuus johtuu yritysten ei-havaittavista ominaisuuksista, joita voi olla todella vaikea mitata. Näitä ominaisuuksia voivat olla esimerkiksi johdon kyvykkyys, myytävän tuotteen laatu tai henkilöstön ammattitaito. (Hsiao 2003, 9.) Mikäli näillä ei-havaittavilla ominaisuuksilla olisi mallissa selitysvoimaa tai nämä ominaisuudet korreloivat yhden tai useamman malliin sisältyvän muuttujan kanssa, aiheuttaa tämä muuttujan puuttuminen mallista harhaa regressiokertoimiin. Tällöin Gauss-Markov -oletuksista kohta A2 ei toteudu, mistä seuraa että OLS-menetelmällä laskettu estimaattori on sekä harhainen että tarkentumaton. Tällaisessa tilanteessa estimoitava malli kärsii niin sanotusta puuttuvan muuttujan harhasta. Tämän puuttuvan muuttujan harhan johdosta mallin selittävät muuttujat ja virhetermi korreloivat keskenään, mikä aiheuttaa harhaa regressiokertoimiin.

Tällaisesta tilanteesta voidaan käyttää esimerkkinä kuvion 7a ja 7b mukaisia tilanteita. Näissä kuvioissa katkoviivoilla piirretyt suorat merkkavat jokaiselle yritykselle erikseen estimoitua vaikutusta ja katkeamaton suora viiva kuvaa OLS-menetelmän estimoimaa vaikutusta, joka on laskettu käyttämällä kaavan 6.5 mukaista yhtälöä. Jo kuvion 7a perusteella voidaan huomata kuinka OLS-estimointi antaa positiivisen vaikutuksen malliin sen kertoimen jäädessä kuitenkin huomattavasti pienemmäksi kuin mitä yksittäisten yritysten havainnoista voidaan päätellä. Kuviossa 7b OLS-estimoinnin antama tulos on muuttunut negatiiviseksi yksittäisten yritysten todellisten vaikutusten ollessa selvästi positiivisia.



Kuvio 7. OLS-estimoinnin aiheuttama harha heterogeenisen aineiston estimoinnissa (Hsiao 2003, 10)

Nämä kuviot esittävät tilanteita, joissa yritysvaikutus  $\alpha$  ja selittävä muuttuja  $x$  korreloivat toistensa kanssa ja joissa heterogeeniset vakiotermit aiheuttavat harhaa OLS-estimointimenetelmällä saatuihin kertoimiin. Tällaisissa tilanteissa, joissa yritysten vakiotermit ovat selvästi erilaisia, ei tulisi käyttää OLS-menetelmää vaan näiden erilaisten yritysten erilaiset piirteet tulisi ottaa huomioon käyttämällä mallia, joka sallii erilaiset vakiotermit eri yritysten välillä. (Hsiao 2003, 27.) Tällaisessa tilanteessa voidaankin käyttää hyväksi kiinteiden vaikutusten menetelmää, jonka avulla aineiston heterogeenisyyden aiheuttama harha voidaan poistaa mallista.

## 6.2 Kiinteiden vaikutusten menetelmä

Paneeliaineistoa käytettäessä on mahdollista kontrolloida yrityskohtaisia, ajassa muuttumattomia tekijöitä yrityskohtaisten vakiotermien avulla. Näitä kutsutaan nimellä ”kiinteät vaikutukset”. Estimoitavan mallin heterogeenisyys johtuu usein siitä, että aineiston yksiköihin vaikuttaa tekijöitä, joita malli ei pysty havaitsemaan tai jotka on jätetty mallin ulkopuolelle.

Kiinteiden vaikutusten menetelmän avulla pyritään poistamaan aineiston eri yritysten ja/tai ajanjaksojen heterogeenisyyden aiheuttama harha estimaattorista. Mikäli aineiston yritysten ja/tai ajanjaksojen välillä on selvästi havaittavissa heterogeenisyyttä, yksinkertainen keino ottaa huomioon tämä heterogeenisuus on käyttää menetelmää, joka perustuu siihen, että aineiston yritysten väliset ja/tai eri ajanjaksoihin perustuvat vakiotermit ovat erilaisia. Tämä vakiotermi poistaa harhan estimointituloksesta. (Hsiao 2003, 27.)

Kiinteiden vaikutusten estimointimenetelmän ja OLS-estimointimenetelmän ero syntyy niiden intuitiosta. OLS-menetelmä tarkastelee yritysten keskimääräistä variaatiota jokaisen yrityksen ja ajankohdan keskiarvona kun taas kiinteiden vaikutusten menetelmä tarkastelee jokaisen yrityksen variaatiota erikseen. Tällöin jokaisen yrityksen erityispiirteet tulevat myös mukaan tarkasteluun eikä puuttuvan muuttujan harha ole enää ongelma, koska tällöin selittävät muuttujat ja virhetermi eivät enää korreloi keskenään ei-havaittavien, yrityskohtaisten tekijöiden, poistuessa mallista.

Mikäli voidaan olettaa, että aineiston yritykset ovat erilaisia, mutta erot ovat ajassa muuttumattomia, voidaan malli esittää muodossa

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T. \quad (6.6)$$

Kaavassa 6.6 jokaiselle yksilölle on siis laskettu erikseen oma vakiotermi. Mikäli taas aineiston yritykset sekä ajankohdat ovat erilaisia, voidaan malli esittää muodossa

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (6.7)$$

jossa jokaiselle yritykselle ( $\alpha_i$ ) sekä ajankohdalle ( $\lambda_t$ ) on laskettu oma vakiotermi. (Hsiao 2003, 11–12.) Mallin virhetermiin ( $u_{it}$ ) sisältyy aineiston eri yksilöiden yksilölliset ajassa-muuttuvat tekijät, joita malli ei pysty ottamaan huomioon.

Kiinteiden vaikutusten menetelmää käytettäessä oletetaan, että näitä heterogeenisyyttä malliin tuovia ei-havaittuja selittäviä muuttujia ohjaavat kolmentyyppiset tekijät. Nämä tekijät ovat:

1. yksilölliset ajassa muuttumattomat tekijät
2. periodikohtaiset kaikille yksiköille samat tekijät, jotka muuttuvat ajassa
3. yksilölliset ajassa muuttuvat tekijät.

Yksilöllisiä ajassa-muuttumattomia tekijöitä ovat esimerkiksi kyvykkyys ja sukupuoli. Nämä muuttujat ovat erilaisia havaintoyksiköstä toiseen, mutta pysyvät muuttumattomina ajankohdasta riippumatta. Periodikohtaisia kaikille yksiköille samoja tekijöitä, jotka muuttuvat ajassa on esimerkiksi ohjauskorko. Tämä tekijä on kaikille yksiköille sama, mutta sen arvot muuttuvat ajan kuluessa. Kolmantena tekijänä on yksilölliset ajassa muuttuvat tekijät, jotka ovat erilaisia eri yksilöillä että eri ajankohtina. Tällaisia ovat esimerkiksi yrityksen tuotto tai osakkeen hinta. Nämä tekijät tuovat heterogeenisyyttä estimoitavaan aineistoon. Näiden muuttujien vaikutus voidaan kuitenkin sisällyttää vakiotermiin kiinteiden vaikutusten mallissa, jolloin tämä heterogeenisyyden aiheuttama harha saadaan poistettua lukuun ottamatta yksilöllisiä ajassa-muuttumattomia tekijöitä, joiden vaikutus jää mallin virhetermiin. Näiden mallista puuttuvien muuttujien vaikutusten sisällyttäminen malliin saa aikaan lisäksi sen, ettei puuttuvien muuttujien ja virhetermin välinen korrelaatio ole enää ongelma, koska nämä muuttujat on sisällytetty malliin mukaan. (Hsiao 2003, 27.)

Kiinteiden vaikutusten menetelmän  $\beta$ -estimaattori voidaan johtaa käyttäen kaavan 6.6 mukaista mallia, jossa on kuitenkin vain yksi selittävä muuttuja

$$y_{it} = a_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma^2), \quad (6.8)$$

missä oletetaan Gauss-Markov -oletusten mukaisesti, että  $x_{it}$  ei riipu mistään  $\varepsilon_{it}$ :n saamista arvoista. Lisäämällä tähän malliin dummy-muuttuja jokaiselle yksikölle  $i$ , voidaan kaava 6.8 kirjoittaa muodossa



$$y_{it} = \sum_{j=1}^N \alpha_j d_{ij} + x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad (6.9)$$

missä  $d_{ij} = 1$  jos  $i = j$  ja muutoin nolla. Tällä tavoin malliin saadaan  $N$  määrä dummy-muuttujia, joiden avulla mallista voidaan laskea estimaatit parametreille  $\alpha_1, \dots, \alpha_N$  sekä  $\beta$ :lle. Näin muodostettu malli voidaan estimoida käyttäen OLS-menetelmää ja sen  $\beta$ -estimaattia kutsutaan nimellä least squares dummy variable estimator (LSDV-estimaattori). Tällainen malli, jossa on näin monta estimaattia, voi kuitenkin olla vaikea hahmottaa sekä työlästä laskea matemaattisesti. Tämän vuoksi  $\beta$ -estimaatin laskemiselle on kehitetty myös vaihtoehtoinen tapa.

Tismalleen samaan tulokseen, kuin dummy-muuttujia käyttämällä, päästään kun käytetään hyväksi poikkeamia yksilöllisistä keskiarvoista. Tämän menetelmän käyttö tarkoittaa sitä, että mallista poistetaan yksilöllisiä vaikutuksia merkkäva  $\alpha_i$ . Tämä voidaan tehdä ottamalla kaikista yksikön  $i$  muuttujista keskiarvo

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \bar{x}_i\beta + \bar{\varepsilon}_i, \quad (6.10)$$

missä  $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_t y_{it}$ . Myös  $\bar{x}_i$  ja  $\bar{\varepsilon}_i$  on laskettu samalla tavalla. Näin ollen kaava 6.8 voidaan kirjoittaa muodossa

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)\beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i). \quad (6.11)$$

Kaavasta 5.14 on saatu poistettua yksilöllisiä kiinteitä vaikutuksia kuvaava  $\alpha_i$ , koska  $\alpha_i = \bar{\alpha}_i$ , jolloin näiden erotus on nolla ja kiinteitä vaikutuksia kuvaava  $\alpha_i$  poistuu mallista. Kaavan 6.11 mukaista mallia kutsutaan within transformaatioksi ja OLS-menetelmällä estimoitua  $\beta$ -parametria within estimaattoriksi. Se antaa tismalleen samoja tuloksia kuin aiemmin kaavassa 6.9 esitetty LSDV-estimaattori. Within estimaattori saadaan laskettua kaavalla

$$\hat{\beta}_{FE} = (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i))^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i). \quad (6.12)$$

Mikäli voidaan olettaa, että  $x_{it}$  ei ole riippuvainen mistään  $\varepsilon_{it}$ :n arvosta, on within estimaattori  $\hat{\beta}_{FE}$  harhaton estimaattori  $\beta$ :lle. (Verbeek 2004, 345–346.)

Within estimation -menetelmä siis käytännössä esittää, miten mallin selittävien muuttujien variaatio yrityskohtaisen keskiarvonsa ympärillä vaikuttaa selitettävän muuttujan vaihteluun yrityskohtaisen keskiarvonsa ympärillä. Tämä malli eroaa merkittävästi OLS-mallista, joka ei ota huomioon näitä yksilöllisiä vaikutuksia. Tämän vuoksi kiinteiden vaikutusten menetelmää on hyvä käyttää varsinkin silloin kun käytettävän aineiston yksilöt ja/tai ajanjaksot ovat todella erilaisia. Mallin hyvyden kannalta olisi kuitenkin hyvä jos jokaiselta yksiköltä olisi aineistossa mahdollisimman monta havaintoa.

Petersen (2004) tutki kolmen taloustieteellistä tutkimusta julkaisevan lehden (Journal of Finance, Journal of Financial Economics ja Review of Financial Studies) vuosina 2001–2004 julkaistuja paneeliaineistolla tehtyjä tutkimuksia. Hänen mukaansa tänä ajanjaksona tehdyistä tutkimuksista 45 prosenttia käytti OLS-menetelmää eikä korjannut näin saatuja keskivirheitä mahdollisten residuaalien korreloituneisuuden varalta. Petersenin mukaan juuri eri ajankohtien tai tietyn yrityksen residuaalien korreloituneisuus saa aikaan harhaa mallin keskivirheisiin. Hänen mukaansa niistä, jotka korjasivat keskivirheitä, 31 prosenttia sisällytti dummy-muuttujan jollekin ryhmälle (esim. yritykselle) poistaakseen residuaalien välisen korrelaation ja 34 prosenttia käytti Fama & MacBeth -estimointimenetelmää.

Fama & MacBeth -menetelmää käytetään paneeliaineistojen estimoinnissa. Tämän menetelmän etuna on sen kyky poistaa erilaisten vuosien aiheuttama harha estimointituloksista. Tässä tutkimuksessa ei kuitenkaan voida käyttää Fama & MacBeth -menetelmää, sillä tämän suorittamiseen tarvittaisiin Faman (2014) mukaan päiväaineisto. Tässä tutkimuksessa voidaan sen sijaan käyttää dummy-muuttuja -menetelmää, koska sitä voidaan käyttää myös vuosiaineistolla. Dummy-muuttuja -menetelmänä tässä tutkimuksessa käytetään juuri esiteltyä kiinteiden vaikutusten menetelmää.

### 6.3 Portfoliotarkastelu

Edellä esitettyjen estimointimenetelmien lisäksi tutkimuksessa suoritetaan portfoliotarkastelu samalla tavoin kuin Hou, Karolyi & Kho (2011) sekä Fama & French (1992). Tutkimuksessaan Hou, Karolyi & Kho (2011) muodostivat jokaiselle tunnusluvulle kymmenen yhtä suurta portfoliota tunnuslukujen mukaisessa suuruusjärjestyksessä siten, että ensimmäiseen desiiliin tuli pienimmän tunnusluvun arvon saaneet yhtiöt ja kymmenenteen suurimmat tunnuslukujen arvot saaneet yhtiöt. Nämä portfoliot päivitettiin joka vuosi vastaamaan sen hetkistä järjestystä. He käyttivät tutkimuksessaan vain positiivisia B/P, D/P, E/P -arvoja. Portfolioiden muodostamisen jälkeen he laskivat erotuksen suurimman ja pienimmän portfolion keskiarvotuottojen välillä lukuun ottamatta koko-muuttujaa, missä he vähensivät pienimmän portfolion tuotot suurimman portfolion tuotoista. Tällä tavoin he saivat selville, onko näiden tunnuslukujen arvoihin perustuvan sijoitusstrategian avulla ollut mahdollista saada ylituottoa verrattuna markkinoiden keskiarvotuottoon ja pienimpään portfolioon.

Aiemmissa tutkimuksissa on oletettu, että osakeportfolioiden päivittämisen yhteydessä ei ole kaupankäyntikustannuksia. Nämä kustannukset on jätetty myös tämän tutkimuksen ulkopuolelle sen vaikean mitattavuuden vuoksi. Näiden kustannusten poisjättäminen aiheuttaa vääristymää varsinkin verrattaessa portfolioiden tuottoja markkinoiden keskiarvotuottoon, johon ei sisälly kaupankäyntikustannuksia. Tämä vääristymä tulee ottaa huomioon verrattaessa portfolioiden tuottoja markkinoiden keskituottoon.

Tässä tutkimuksessa suoritetaan tarkastelu samalla tavoin kuin Hou ym. (2011) lukuun ottamatta tuottojen laskemista sekä portfolioiden määrää. Koska Hou ym. käyttivät tutkimuksessaan kuukausiaineistoa, pystyivät he aloittamaan tuottojen laskemisen keskeltä vuotta. He muodostivat portfoliot vuoden t kesäkuun tunnuslukujen arvojen mukaan ja laskivat tuotot näille portfolioille vuoden t heinäkuusta vuoden t+1 kesäkuuhun. Näin lasketut portfoliot päivitettiin vuosittain vastaamaan sen hetkistä tilannetta. Tämän tutkimuksen vuosiaineiston vuoksi vuoden t-1 lopun tunnusluvuilla selitettävät tuotot on laskettu vuoden t tammikuun alusta joulukuun

loppuun olevalta ajalta. Myös portfolioiden määrää on jouduttu vähentämään aineiston yhtiöiden pienestä määrästä johtuen. Tässä tutkimuksessa portfolioita on muodostettu viisi jokaisen tunnusluvun jokaiselle vuodelle. Portfoliot on päivitetty vuosittain Houn ym. tavoin jokaisen vuoden lopun tunnuslukujen arvojen mukaiseen suuruusjärjestykseen.

## 7. ESTIMOINTITULOKSET

### 7.1 OLS-menetelmällä saadut tulokset

Taulukossa 8 on esitetty OLS-menetelmällä saadut estimointitulokset. Taulukossa tunnusluvun perässä oleva (-1) tarkoittaa, että tunnusluku on viivästetty yhdellä vuodella suhteessa selitettäviin osaketuottoihin. Tuloksien osalta ensin esitetään estimoidut regressiokertoimet ja keskivirheet. Tämän jälkeen esitettävät luvut ilmaisevat tilastollista merkitsevyyttä eli sitä, eroaako muuttujan vaikutus selitettävään muuttujaan tilastollisesti merkitsevästi nolasta (t-arvo ja p-arvo). Jotta muuttuja olisi tilastollisesti merkitsevä, tulee p-arvon olla alle 0,05. Taulukossa merkataan tähti (\*) regressiokertoimen perään, mikäli muuttuja on tilastollisesti merkitsevä (p-arvo alle 0,05).

Virhetermien autokorreloituneisuus tai homoskedastisuus ovat yleisiä ongelmia paneeliaineiston estimoinnissa. Estimoinnissa käytetty Oxmetrics-ohjelma kuitenkin korjaa mahdollisen virhetermien autokorreloituneisuuden ja heteroskedastisuuden automaattisesti käyttäen hyväksi heteroskedastisuuden ja autokorrelaation suhteen korjattuja keskivirheitä. Tämän ansiosta heteroskedastisuudesta tai autokorrelaatiosta ei tarvitse huolehtia tulkittaessa estimointituloksia.

OLS-estimointituloksen mukaan E/P-muuttuja on pystynyt ennustamaan tulevaisuuden tuottoja tilastollisesti merkitsevästi (t-arvo = 4,18 ja p-arvo = 0,000). Muuttujan kerroin oli positiivinen, mikä tarkoittaa, että muuttujan arvon kasvaessa myös tulevaisuuden odotetut tuotot kasvavat. Saatu tulos on samansuuntainen aiempien suomalaisten tutkimustulosten kanssa. E/P-luvun interaktiomuuttuja oli myös tilastollisesti merkitsevä, mutta sen kerroin oli negatiivinen. Tämä tulos tarkoittaa, että mitä korkeampi negatiivinen E/P-luku, sitä korkeammat odotetut tuotot.

Aiempien tutkimusten mukaan B/P-tunnusluku oli pystynyt ennustamaan luotettavimmin tulevaisuuden tuottoja. Tämän tutkielman OLS-estimoinnin mukaan B/P-tunnusluvun arvo oli aiempien tutkimusten mukaisesti tilastollisesti merkitsevä sekä positiivinen. Samaan tulokseen

tilastollisen merkitsevyyden ja kertoimen positiivisuuden suhteen päästiin myös tarkastelussa D/P-luvun osalta, jolloin suuremmat osingot vaikuttavat positiivisesti tulevaisuuden tuottoihin. D/P dummy -muuttujan vaikutus ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Tämä tarkoittaa, että OLS-estimoinnin mukaan ei ole merkitystä tulevaisuuden tuottoihin, maksaako yritys nollaosinkoja vai positiivisia osinkoja. Sen sijaan markkina-arvo -muuttujan kerroin oli negatiivinen sekä tilastollisesti merkitsevä. Tämän mukaan pienemmät yhtiöt pystyvät tuottamaan paremmin kuin suuret yhtiöt. Myös aiemmat tutkimukset ovat olleet yksimielisiä tämän muuttujan kertoimen negatiivisuudesta.

Kuten aiemmin tämän tutkielman luvussa 5.2 mainittiin, markkina-arvo -muuttujan lasku vaikuttaa automaattisesti seuraavan vuoden keskimääräisiä tuottoja nostavasti. Tämä vaikutus saa aikaan negatiivisen korrelaation markkina-arvon ja keskimääräisten tuottojen välille sekä yliarvostaa markkina-arvo -muuttujan tilastollista merkitsevyyttä. Tämän vuoksi pienen markkina-arvon yhtiöiden parempi tuloksentekokyky voidaan kyseenalaistaa OLS-menetelmällä saaduista tuloksista huolimatta.

Taulukko 8. OLS-estimointimenetelmällä saadut tulokset

Selitettävä muuttuja: Seuraavan vuoden osaketuotot				
Selittävät muuttujat	regressiokerroin	keskivirheet	t-arvo	p-arvo
E/P (-1)	1,906	0,456	4,18	0,000*
dummy (E/P (-1))	0,016	0,052	0,311	0,756
interaktio (E/P(-1))	-2,181	0,484	-4,51	0,000*
B/P (-1)	0,12	0,028	4,32	0,000*
D/P (-1)	2,238	0,495	4,52	0,000*
dummy (D/P(-1))	0,014	0,076	0,19	0,849
log markkina-arvo (-1)	-0,022	0,01	-2,19	0,029*

$R^2 = 0,1243$  Wald (joint):  $\chi^2 = 122,7$  (0,00) Havaintojen määrä: 802

OLS-menetelmä antaa paneeliaineistolla hyvän yleiskuvan siitä, miten koko aineistoa tarkasteltaessa tunnusluvut ovat vaikuttaneet keskimäärin tulevaisuuden tuottoihin. Tämä menetelmä estimoii kuitenkin vain keskiarvon, jolloin yksittäisten yritysten vaikutuksia ei voida arvioida. OLS-menetelmää voidaan käyttää paneeliaineiston estimoinnissa antamaan harhattomia ja tehokkaita tuloksia, mikäli voidaan olettaa, että vakiotermi sekä regressiokertoimet ovat vakioita yrityksestä ja ajankohdasta riippumatta. Kuten aiemmin jo todettu, ovat tässä tutkielmassa käytetyn aineiston yritykset hyvin erilaisia keskenään, jolloin ei havaitut muuttujat (esim. johdon kyvykkyys) vaikuttavat selittäviin muuttujiin. Nämä ei-havaitut muuttujat aiheuttavat puuttuvan muuttujan harhan, jolloin selittävät muuttujat ja virhetermi korreloivat keskenään. Tämä aiheuttaa harhaa OLS-menetelmällä estimoituihin keskivirheisiin. Tämä puuttuvan muuttujan tuoma harha voidaan kuitenkin poistaa käyttämällä kiinteiden vaikutusten menetelmää. (Cameron & Trivedi 2005, 699.)

OLS-menetelmällä estimoidun mallin selitysaste ( $R^2$ ) on taulukon kahdeksan mukaan vain 12,43 prosenttia. Näin alhainen selitysaste vahvistaa oletusta, jonka mukaan osaketuottojen estimointiin tarvitaan malli, joka ottaa huomioon myös aineiston yhtiöiden yksilölliset vaikutukset. Waldin yhteistestistä nähdään, selittävätkö mallin kaikki selittävät muuttujat yhdessä tilastollisesti merkitsevästi tulevaisuuden tuottoja. Tämän testin perusteella mallin selittävät muuttujat ovat yhdessä tilastollisesti merkitseviä.

## **7.2 Kiinteiden vaikutusten menetelmällä saadut tulokset (yritys-dummy)**

Taulukossa 9 on esitetty kiinteiden vaikutusten -estimointimenetelmällä saadut tulokset. Tämä tarkastelu on tehty kaavan 6.6 mukaisesti, jolloin oletetaan, että aineiston yksiköt ovat erilaisia, mutta erot ovat ajassa muuttumattomia. Tämän menetelmän avulla saadaan selville, miten tunnuslukujen heilahtelut ovat vaikuttaneet tuottoihin yrityksen sisällä vakiotermin poistaessa muiden yritysten vaikutukset estimointituloksiin. Tämä menetelmä poistaa puuttuvan muuttujan harhan estimointituloksista poistamalla ei-havaittujen ominaisuuksien (jotka sisältyvät virhetermiin) ja selittävien muuttujien välisen korrelaation estimoinnista. Tämä puuttuvan muuttujan harha on todennäköisesti vaikuttanut OLS-estimointituloksiin, koska OLS-menetelmä

ei ole millään tavalla huomionut yritysten välisiä eroavaisuuksia estimoinnissa. Koska nämä eroavaisuudet vaikuttavat kuitenkin selittäviin muuttujiin, selitettävään muuttujaan sekä virhetermiin, ovat OLS-menetelmällä saadut keskivirheet ja regressiokertoimet todennäköisesti harhaisia.

Saadut tulokset ovat melko samanlaisia verrattuna OLS-menetelmällä saatuihin tuloksiin. Kuitenkin näiden tunnuslukujen tulkinta muuttuu estimointimenetelmän muuttuessa. OLS-menetelmä antaa yleiskuvan siitä, tuottavatko korkean tunnusluvun yhtiöt keskimäärin paremmin kuin alhaisen tunnusluvun yhtiöt. Kiinteiden vaikutusten -menetelmä taas tarkastelee vaikutuksia yksittäisten yritysten kautta. Se muodostaa kerroinestimaatin  $\beta$  sen perusteella, miten tuotot muuttuvat yhtiön sisällä tunnusluvun arvojen muuttuessa.

Kiinteiden vaikutusten menetelmällä tarkasteltuna E/P-luvun ja D/P-luvun kertoimet ovat edelleen positiivisia ja tilastollisesti merkitseviä. Näiden tunnuslukujen kasvaessa yrityksen sisällä, kasvavat mallin mukaan myös yrityksen tulevaisuuden odotetut tuotot. Myös E/P-luvusta muodostettu interaktio-muuttuja ja logaritmoidun markkina-arvon muuttuja ovat tilastollisesti merkitseviä ja niiden kertoimet ovat negatiivisia samalla tavoin kuin OLS-menetelmällä estimoidulla mallilla.

Erona OLS-menetelmällä saatuihin tuloksiin on se, että B/P-muuttujan kertoimen merkki on muuttunut positiivisesta negatiiviseksi ja sen tilastollinen merkitsevyys on hävinnyt. Tällainen kertoimen muuttuminen negatiivisesta positiiviseksi on voinut johtua kuvion 7b mukaisesta tilanteesta, jossa OLS-menetelmän kaikkien havaintoyksiköiden arvoista laskettu keskiarvoestimaatti antaa väärän suuntaisen kuvan muuttujan todellisesta vaikutuksesta. Tämän estimointituloksen perusteella vaikuttaakin siltä, että korkean B/P-luvun yhtiöt tuottavat tulevaisuudessa keskimäärin paremmin kuin alhaisen P/B-luvun yritykset. Tarkasteltaessa tämän muuttujan vaikutuksia yritysten sisällä ei tämän tunnusluvun muutoksilla kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevää vaikutusta tulevaisuuden tuottoihin.



Taulukko 9. Kiinteiden vaikutusten menetelmällä saadut tulokset (yritysdummy)

Selitettävä muuttuja: Seuraavan vuoden osaketuotot				
Selittävät muuttujat	regressiokerroin	keskivirheet	t-arvo	p-arvo
E/P (-1)	1,717	0,477	3,6	0,000*
dummy (E/P (-1))	-0,01	0,055	-0,182	0,857
interaktio (E/P(-1))	-2,338	0,501	-4,67	0,000*
B/P (-1)	-0,015	0,068	-0,225	0,822
D/P (-1)	1,41	0,65	2,17	0,030*
Dummy (D/P(-1))	0,061	0,083	0,736	0,462
log markkina-arvo (-1)	-0,438	0,047	-9,27	0,000*

$R^2 = 0,3682$  Wald (joint):  $\chi^2 = 332,0$  (0,00) Havaintojen määrä: 802

Kiinteiden vaikutusten menetelmän selitysaste on 36,82 %. Selitysaste on noussut huomattavasti verrattuna OLS-menetelmällä saatuihin tuloksiin, jonka vastaava luku oli 12,43 %. Tämä selitysasteen nousu todistaa, että kiinteiden vaikutusten menetelmä pystyy OLS-menetelmää tarkemmin estimoimaan osaketuottojen vaihtelua. Waldin yhteistesti on OLS-menetelmän tavoin tilastollisesti merkitsevä.

Koska aineiston eri vuodet eroavat toisistaan merkittävästi, on hyvä tarkastella estimointituloksia myös käyttämällä erilaisten vuosien tuomaa harhaa poistavaa mallia. Tällöin kiinteiden vaikutusten menetelmän estimointiyhtälöön lisätään myös eri vuosille oma dummy-muuttujansa kaavan 6.7 tavoin. Tämän avulla eri ajankohtien erilaisuuden aiheuttama harha saadaan poistettua tuloksista. Erilaisten ajankohtien aiheuttama harha on hyvä poistaa näistä tuloksista johtuen vuoden 2008 finanssikriisistä. Tämä aiheutti huomattavan laskun lähes kaikkien yritysten keskituottoihin. Ottamalla tämä huomioon kerroinestimaatteja laskettaessa, voidaan päästä vielä luotettavimpiin tuloksiin.

### 7.3 Kiinteiden vaikutusten menetelmällä saadut tulokset (yritys- ja vuosi-dummyt)

Mikäli voidaan olettaa, että vakiotermi  $\alpha_i$  ei olekaan vakio yrityksen sisällä vaan sen arvot muuttuvat ajankohdasta toiseen siirryttäessä, tulee estimointiin ottaa mukaan myös eri ajankohtien vaikutus osaketuottoihin. Mikäli nämä arvot vaihtelevat ajankohdasta toiseen, mutta estimointi suoritettaisiin käyttäen vain yritysten väliset eroavaisuudet huomioivaa kiinteiden vaikutusten -menetelmää, aiheuttaa tämä jälleen puuttuvan muuttujan harhan estimointiin. Tämä johtuu siitä, että tällöin yrityksen sisäinen ajassa tapahtuva muutos, joka sisältyy virhetermiin, korreloi sekä selittävien että selitettävän muuttujan kanssa. Tällöin käytetään hyväksi kaavaa 6.7, jonka vakiotermi  $\alpha_i$  ja  $\lambda_t$  ovat erilaisia sekä eri ajankohdissa että eri yritysten välillä. Tämän estimointimenetelmän käyttö on yleensä tarpeellista, mikäli paneeliaineiston vuodet ovat erilaisia keskenään, jolloin näiden erilaisten vuosien aiheuttama harha saadaan poistettua mallista.

Koska tämän tutkielman aineiston ajanjaksoon sisältyy vuonna 2008 alkanut finanssikriisi, on erilaisten vuosien vaikutus hyvä ottaa huomioon estimoinnissa. Tämän laskusuhdanteen vuoksi yritysten toimintaympäristö muuttui eikä oletusta yrityskohtaisten tekijöiden ajassa muuttumattomuudesta voida pitää enää pätevänä. Tällä menetelmällä saadut estimointitulokset ovatkin mitä luultavimmin tarkempia kuin kahdella aiemmin esitetyllä estimointimenetelmällä saadut tulokset.

Tämän estimointimenetelmän tulokset on esitetty taulukossa 10. Taulukon tulokset antavat todenmukaisimman kuvan tunnuslukujen vaikutuksista yksittäisten yritysten tuottoihin menetelmän ottaessa huomioon sekä yhtiöiden yksilölliset vaikutukset että erilaisten vuosien vaikutukset estimointituloksiin. Lisäksi tällä menetelmällä estimoidun mallin selitysaste on korkein tässä tutkielmassa käytetyistä estimointimenetelmistä (58,02 %). Tällä menetelmällä saatuja tuloksia voidaankin pitää tämän tutkielman tuloksista luotettavimpina.

Tämän estimointimenetelmän mukaan E/P-tunnusluku pysyy aiempien estimointimenetelmien tavoin tilastollisesti merkitsevästä ja sen regressiokerroin on myös positiivinen. Estimointitulosten perusteella voidaankin todeta E/P-tunnusluvun ennustavan tulevaisuuden tuottoja melko luotettavasti. Myös E/P-luvusta muodostettu interaktio-muuttuja on tämän menetelmän kuin kahden aiemmankin menetelmän mukaan negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Tämän muuttujan tulkinnan mukaan negatiivisen E/P-luvun yhtiöt tuottavat sitä enemmän mitä negatiivisempi tämä tunnusluku on. Markkina-arvo -muuttujan kerroin on myös tässä tarkastelussa aiempien tarkasteluiden tavoin negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Tulos pysyy siis samana riippumatta siitä, otetaanko estimoinnissa huomioon kiinteitä vaikutuksia vai ei. Kiinteiden vaikutusten ja OLS-estimointimenetelmien perusteella Fama & Frenchin (1992) havaitsema pienempien yhtiöiden keskimääräistä parempi tuloksentelekyky näyttää siis pitävän paikkaansa myös suomalaisella aineistolla.

B/P-muuttujan kerroin ei edellisen estimoinnin tavoin edelleenkään ole tilastollisesti merkitsevä. Tämä tulos on yllättävä, koska aiempien kansainvälisten tutkimusten mukaan juuri B/P-tunnusluku oli pystynyt luotettavimmin ennustamaan tulevaisuuden tuottoja. Aiemmistä estimoinneista poiketen D/P-luvun kerroin muuttui tämän estimoinnin myötä negatiiviseksi ja tilastollisesti merkityksettömäksi. Tämän perusteella vaikuttaakin siltä, että korkeammat osingot ovat yhteydessä korkeampiin osaketuottoihin, mutta yrityksen sisällä tapahtuva osingon muutos ei näytä vaikuttavan tulevaisuuden tuottoihin.

Taulukko 10. Kiinteiden vaikutusten menetelmällä saadut tulokset (yritys- ja aikadummyt)

Selitettävä muuttuja: Seuraavan vuoden osaketuotot				
Selittävät muuttujat	regressiokerroin	keskivirhe	t-arvo	p-arvo
E/P (-1)	1,928	0,4	4,83	0,000*
dummy (E/P (-1))	0	0,049	0,003	0,998
interaktio (E/P(-1))	-2,397	0,44	-5,44	0,000*
B/P (-1)	0,091	0,063	1,45	0,148
D/P (-1)	-0,078	0,602	-0,13	0,897
Dummy (D/P(-1))	0,052	0,081	0,65	0,516
log markkina-arvo (-1)	-0,323	0,04	-8,09	0,0000*

$R^2 = 0,5802$  Wald (joint):  $\chi^2 = 243,1$  (0,00) Havaintojen määrä: 802

#### 7.4 Portfoliotarkastelun tulokset

Portfoliotarkastelussa jokainen tunnusluku on jaettu viiteen yhtä suureen portfolioon kyseisen tunnusluvun mukaisessa suuruusjärjestyksessä. Tämän jälkeen jokaisen portfolioon koko ajanjakson tuotoista on laskettu keskiarvotuotto jokaiselle vuodelle. Nämä portfoliot on päivitetty jokaisen vuoden lopussa vastaamaan sen hetkistä järjestystä. Nämä vuosittaiset keskiarvotuotot on esitetty taulukossa 11. Tutkielmassa suoritettiin myös pienimmän ja suurimman portfolioiden tuottoerojen tilastollisen merkitsevyyden testaus. Testaus suoritettiin kahden riippumattoman otoksen t-testillä, josta saatiin tulokseksi p-arvo eli todennäköisyys sille, että keskiarvojen ero selittyy vain otantavirheellä. Tilastollisen merkitsevyyden rajana pidettiin p-arvoa 0,05. Näiden portfolioiden tilastollista merkitsevyyttä kuvaavat p-arvot on esitetty suluissa taulukon 11 viidennen portfolioon keskituottojen jälkeen. Luvun perään on merkattu (\*), mikäli kahden portfolioon ero on ollut tilastollisesti merkitsevä. Portfoliotarkasteluun on otettu mukaan ainoastaan positiivisen E/P- ja D/P-luvun yhtiöt samalla tavoin kuin Hou, Karolyi & Kho (2011). Taulukoissa näiden muuttujien perään on merkattu "+" merkkamaan negatiivisten arvojen puuttumista näiden tunnuslukujen aineistosta.

Taulukon 11 perusteella E/P-luvun mukaan järjestettyjen portfolioiden keskimääräinen tuottoero on ollut todella selvä. Suurimman portfolio keskimääräinen vuosituotto on ollut 29,78 prosenttia suurempi kuin pienimmän portfolio keskimääräinen vuosituotto. Verrattaessa näiden portfolioiden keskituottoja koko aineiston vuosittaiseen keskituottoon (18,98 prosenttia), voidaan todeta suurimmista E/P-arvoista muodostetun portfolio ylittäneen tämän keskituoton selvästi (18,22 prosentilla). Sen sijaan pienimmistä E/P-luvun arvoista muodostettu portfolio tuotti keskimäärin yli 11 prosenttia vähemmän kuin keskimääräinen osake tässä aineistossa.

D/P-luvun suhteen muodostettu suurin portfolio ylitti pienimmän portfolio keskituoton 5,62 prosentilla. Suurimman portfolio keskituotto jäi kuitenkin alle koko aineiston keskituoton 0,69 prosentilla. Portfoliotarkastelun perusteella vaikuttaakin siltä, että näiden äärimmäisen tiukkaa tai löyhää osinkopolitiikkaa harjoittavien yhtiöiden väliin jäävät yhtiöt pystyvät tuottamaan keskimäärin parempaa tuottoa omistajilleen. Tämän tuloksen perusteella ei olekaan yllättävää, että aiemmin estimoidun kiinteiden vaikutusten mallin antaman tuloksen mukaan tämä muuttuja ei ollut tilastollisesti merkitsevä muuttuja tulevaisuuden tuottoja ennustettaessa.

Suurimman B/P-luvun suhteen muodostetun portfolio keskituotto oli 21,81 prosenttia kun pienimmän portfolio keskituotto taas oli 10,18 prosenttia vuodessa. Näin ollen B/P-luvun suhteen muodostettujen suurimman ja pienimmän portfolio tuottojen välinen ero oli 11,63 prosenttia. Myös tämän tunnusluvun osalta suurimmat keskimääräiset tuotot saavutettiin suurimman ja pienimmän portfolio välissä kolmannessa portfolioissa. Suurimman B/P-luvun yhtiöt pystyivät tuottamaan kuitenkin 2,83 prosenttia yli koko aineiston keskimääräisen vuosituoton.

Markkina-arvo -tunnusluvun kohdalla erotus tuli tehdä aiempien tunnuslukujen tarkastelusta poiketen menetelmällä: tunnusluvun pienimmän portfolio keskituotto vähennettynä suurimman portfolio keskituotolla. Tämä sen vuoksi, että aiempien tutkimusten mukaan pienimmistä yhtiöistä muodostettu portfolio pystyisi keskimäärin korkeampaan keskituottoon kuin suuremmat yhtiöt. Pienin portfolio tuottikin tässä tarkastelussa keskimäärin 3,06 prosenttia

vuosittain enemmän kuin suurimman portfolion yhtiöt. Suurimmat vuositulot saatiin kuitenkin toisiksi pienimmästä portfoliosta. Tämä portfolio pystyi tuottamaan yli viisi prosenttia pienintä portfoliota suuremmat keskimääräiset vuositulot.

Pienimmän ja suurimman portfolioiden tuottoerojen tilastollinen merkitsevyys on esitetty taulukon 11 viidennen portfolion keskituottojen jälkeen. Tämän tarkastelun perusteella ainoastaan E/P-luvun suhteen järjestetyn suurimman portfolion tuottoerot olivat tilastollisesti merkitseviä verrattuna pienimmän portfolion tuottoihin. Erityisesti markkina-arvo -muuttujan korkea p-arvo (0,4026) aiheuttaa ihmetystä, sillä pienten yhtiöiden parempi tuotontekokyky on todistettu aiemmin useiden tutkimusten toimesta myös Suomessa.

Markkina-arvon vaikutuksia tarkasteltaessa tulee kuitenkin ottaa huomioon se, että aineiston vajavaisuuden vuoksi juuri Helsingin pörssin pienimmät yhtiöt ovat jääneet pois aineistosta. Tämän vuoksi aineiston pienimmät yhtiöt ovat oikeasti Helsingin pörssin keskisuuria yhtiöitä. Tämän vuoksi markkina-arvo -tunnusluvun negatiivinen vaikutus tulevaisuuden tuottoihin ei käy ilmi niin selvästi tästä tarkastelusta kuin mikä sen vaikutus todellisuudessa olisi.

Taulukko 11. Portfoliotarkastelun keskimääräiset vuositulot portfolioittain

Selittävät muuttujat	1. portfolio	2. portfolio	3. portfolio	4. portfolio	5. portfolio
E/P+	0,0742	0,1488	0,1663	0,2339	0,3720 (0,0283*)
D/P+	0,1267	0,2528	0,1681	0,2141	0,1829 (0,3372)
B/P	0,1018	0,2159	0,2354	0,1728	0,2181 (0,1911)
Markkina-arvo	0,1869	0,2340	0,1626	0,2055	0,1563 (0,4026)

Toinen asia, joka tulee ottaa huomioon portfoliotarkastelun yhteydessä, ovat kaupankäyntikustannukset. Portfolioiden päivitys vuosittain vastaamaan niiden tunnuslukujen arvojen määrittämää järjestystä, aiheuttaa kustannuksia, joita ei ole otettu huomioon keskiarvotuottoja laskettaessa. Tällä tavoin muodostetun sijoitusstrategian ylläpito vaatisikin huomattavan paljon kuluja verrattuna passiivisesti hoidettuun osakeportfolioon. Tämän vuoksi myös keskimääräiset vuositulot jäisivät taulukossa 11 raportoituja tuottoja huomattavasti

alhaisemmiksi. Tällöin suurimman ja pienimmän portfolioiden väliset erot eivät muuttuisi merkittävästi, sillä molempiin näistä portfolioista liittyy kaupankäyntikustannuksia. Sen sijaan ero verrattuna koko aineiston keskiarvotuottoon kaventuisi, koska tämän portfolion hallintaan ei liittyisi kaupankäyntikustannuksia. Tässä tapauksessa tarkastelu voidaankin mieltää tapahtuvaksi osakerahastossa, missä osakkeiden vaihtoihin ei liity transaktiokustannuksia eikä osakkeista tarvitse kantaa veroa vaan ne sijoitetaan automaattisesti uudelleen tähän rahastoon. Pääomavero kannetaan vasta realisoitaessa rahaston tuotot.

Taulukossa 12 on esitetty vielä jokaiselle viidelle portfolioille lasketut Sharpen suhdeluvut. Kuten aiemmin luvussa 3 on esitetty, käytetään Sharpen suhdelukua sijoituksen/portfolion tuoton ja riskin mittaamiseen. Mitä suurempi suhdeluku, sitä paremmin sijoitus/portfolio on tuottanut suhteessa riskiinsä. Sharpen suhdeluvun avulla voidaan tarkastella tehokkaiden markkinoiden hypoteesin pitävyyttä. Hypoteesin mukaan markkinoilta ei voi saada aikaan lisätuottoa lisäämättä riskiä ja että aktiivinen osakesalkun hallinta ei ole kannattavaa osakkeiden hintojen määräytyessä satunnaisesti (Malkiel 2003, 59).

Tässä tarkastelussa keskitytään erityisesti E/P-muuttujan Sharpen suhdelukuun, koska tämän muuttujan ensimmäisen ja viidennen portfolion tuottoerot olivat tilastollisesti merkitseviä. Mikäli markkinat olisivat toimineet tehokkaasti tämän tunnusluvun kohdalla, tulisi E/P-luvun suhteen muodostetun ensimmäisen ja viidennen portfolion Sharpen suhdelukujen olla edes lähestulkoon yhtä suuria. Tällöin viidennen portfolion suurempi keskihajonta laskisi Sharpen suhdeluvun ensimmäisen portfolion tasolle, eikä ylituottoja ilman suurempaa riskiä olisi ollut mahdollista saavuttaa. Mikäli näiden kahden portfolion Sharpen suhdeluvun välillä on selvä ero viidennen portfolion hyväksi, tarkoittaa tämä sitä, että tehokkaiden markkinoiden hypoteesi ei ole pitänyt vaan tiettyyn strategiaan perustuen on ollut mahdollista saada aikaan lisätuottoja markkinoilta lisäämättä riskiä vastaavalla määrällä.

Taulukko 12. Portfoliotarkastelun Sharpen suhdeluvut

Selittävät muuttujat	1. portfolio	2. portfolio	3. portfolio	4. portfolio	5. portfolio
E/P+	0,279264	0,623649	0,608413	0,755336	0,933244
D/P+	0,467301	0,749348	0,596818	0,717115	0,559865
B/P	0,373199	0,742846	0,696168	0,589039	0,681787
Markkina-arvo	0,643626	0,757262	0,560606	0,554121	0,576994

Taulukon 12 mukaan E/P-luvun suhteen muodostetun suurimman portfolion Sharpen suhdeluku ylittää pienimmän portfolion vastaavan luvun selvästi. Suurimman portfolion keskihajonta (39,86 %) oli hieman suurempi kuin pienimmän portfolion keskihajonta (26,57 %), mutta tämä ero ei ollut riittävä selittämään suurimman E/P-luvun yhtiöistä muodostetun portfolion suurempaa tuottoa verrattuna pienimmän portfolion tuottoihin. Tämän tuloksen perusteella voidaankin todeta, että tehokkaiden markkinoiden hypoteesi ei päde tämän tutkimuksen perusteella vaan aktiivisella osakeportfolion hallinnalla markkinoilta on mahdollista saada aikaan lisätuottoja lisäämättä riskiä vastaavalla määrällä.



## 8. LOPPUPÄÄTELMÄT

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaan tehokkailla markkinoilla ei voi kerätä ylituottoja ottamatta lisää riskiä. Useiden aiempien tutkimusten mukaan tietyt kirjanpidolliset tunnusluvut ovat kuitenkin pystyneet onnistuneesti ennustamaan tulevaisuuden tuottoja. Näiden tutkimusten mukaan perustamalla osakeportfolion valinnat tiettyihin tunnuslukuihin, on ollut mahdollista saada aikaan huomattavaa ylituottoa suhteessa markkinoiden keskituottoon. Tämän tutkimuksen tarkoituksena onkin ollut selvittää kolmen erilaisen estimointimenetelmän sekä portfoliotarkastelun avulla, voidaanko näitä tunnuslukuja käyttämällä ennustaa tulevaisuuden tuottoja sekä voidaanko näitä tunnuslukuja hyväksikäyttäen saada aikaan ylituottoja Helsingin pörssissä. Tämä tutkielma antaa uutta tietoa Helsingin pörssin yhtiöiden tuottoon vaikuttavista tekijöistä aiempien suomalaisten tutkimusten keskittyessä vain portfoliotarkasteluun. Aiemmin suomalaisella aineistolla ei ole myöskään tutkittu kiinteiden vaikutusten menetelmällä yritysten sisäisten muutosten vaikutuksia niiden keskimääräiseen vuosituottoon, joka on tämän tutkielman tarkastelun kohteena kiinteiden vaikutusten mallin tarkastelussa.

Ensimmäisenä tarkastelu tehtiin perinteisellä OLS-menetelmällä. Tämän tarkastelun tulokset olivat hyvin rohkaisevia kaikkien tarkasteltavien muuttujien ollessa tilastollisesti merkitseviä. Lisäksi aiempien kansainvälisten tutkimustulosten tavoin muiden tunnuslukujen kertoimet olivat positiivisia lukuun ottamatta markkina-arvo -tunnuslukua, jonka kerroin oli aiempien kansainvälisten tutkimusten tavoin negatiivinen. OLS-menetelmän käyttö heterogeenisen paneeliaineiston tarkastelussa on kuitenkin saanut paljon kritiikkiä. Muun muassa Hsiao (2003, 27) mukaan heterogeenisen aineiston tulkinnassa ei voida käyttää OLS-menetelmää menetelmän antamien harhaisten estimointitulosten vuoksi. Hänen mukaansa heterogeenisen aineiston tulkinnassa tulee käyttää kiinteiden vaikutusten menetelmää, jolloin dummy-muuttujien avulla saadaan poistettua heterogeenisten yksilöiden vaikutus estimointituloksista. Tämä Hsiao kritiikki OLS-menetelmää kohtaan ei kuitenkaan poista sitä tosiasiaa, että OLS-menetelmällä saatujen tulosten mukaan nämä kaikki tunnusluvut olivat tilastollisesti merkitseviä. Tämä

tarkoittaakin sitä, että yhtiöt, joilla on korkeat B/P-, D/P- tai E/P-tunnusluvut tai matala markkina-arvo, saavat aikaan keskimäärin parempaa tulevaisuuden tuottoa omistajilleen.

Kiinteiden vaikutusten menetelmällä tehtiin kaksi testausta. Ensimmäiseen testaukseen otettiin mukaan vain yritysten väliset erot huomioiva yritysdummy -muuttuja. Tällä menetelmällä saadut tulokset olivat samanlaisia OLS-menetelmällä saatujen tulosten kanssa lukuun ottamatta B/P-tunnuslukua, joka oli aiempien kansainvälisten tutkimusten mukaan parhaiten pystynyt selittämään tulevaisuuden tuottoja. Tässä tarkastelussa tunnusluku ei kuitenkaan ollut tilastollisesti merkitsevä.

Toisessa kiinteiden vaikutusten menetelmällä suoritettussa testauksessa otettiin huomioon myös erilaisten vuosien tuoma harha estimointituloksiin. Tällä tavoin suoritettun estimoinnin mukaan vain markkina-arvo -tunnusluku sekä E/P-tunnusluku olivat tilastollisesti merkitseviä. Koska sekä aineiston yhtiöt että vuodet ovat heterogeenisiä keskenään, voidaan suurella todennäköisyydellä todeta, että OLS-menetelmällä saadut tulokset ovat harhaisia. Koska tutkielman aineistonkeräysjaksolla on koettu kaksi merkittävää laskusuhdannetta sekä yksi merkittävä noususuhdanne on perusteltua käyttää myös eri vuosien heterogeenisyyden poistavaa kiinteiden vaikutusten menetelmää. Koska eri vuosien väliset erot ovat merkittäviä, on paljon mahdollista, että vain yritysdummyt malliin tuova kiinteiden vaikutusten menetelmä antaa myös OLS-menetelmän tavoin harhaisia tuloksia. Näin ollen vain eri vuosien ja eri yritysten eroavaisuudet huomioivan tutkielman viimeisen estimoinnin tuloksia voidaan pitää luotettavina. Tämän mukaan vain E/P- ja markkina-arvo -tunnuslukujen muutokset ovat tilastollisesti merkitsevästi pystyneet ennustamaan tulevaisuuden tuottoja.

Koska markkina-arvo -muuttuja sijaitsee estimointiyhtälössä sekä selittävällä että selitettävällä puolella, täytyy sen todellinen vaikutus tulevaisuuden tuottoihin kuitenkin kyseenalaistaa. Tämän muuttujan todellinen vaikutus onkin luultavasti tämän tutkielman tuloksia huomattavasti vähäisempi. D/P- ja B/P-lukujen osalta vaikuttaa siltä, että näiden tunnuslukujen suuremmat arvot ovat yhteydessä suurempiin tulevaisuuden tuottoihin. Kuitenkin, jos vaikutuksia

tarkastellaan yritystasolla, ei näiden tunnuslukujen arvojen kasvu näytä olevan yhteydessä tulevaisuuden tuottojen kasvuun.

Portfoliotarkastelussa aineiston yhtiöt jaettiin viiteen yhtä suureen ryhmään tunnusluvun mukaisessa suuruusjärjestyksessä ja selvitettiin, oliko näitä tunnuslukuja hyväksikäyttäen mahdollista saada aikaan ylituottoja. Tulosten perusteella selvästi parhaat tuotot saatiin aikaan valitsemalla aineisto siten, että sijoitetaan E/P-tunnusluvun mukaiseen suurimpaan viidennekseen. Tällöin saatiin keskimäärin 18,98 prosenttia suurempi vuosituotto verrattuna portfoliotarkastelussa käytetyn aineiston keskituottoon. Muiden tunnuslukujen osalta tulokset eivät olleet näin selviä suurimpien keskituottojen osuessa näiden kahden ääripään välille. Portfoliotarkastelun tuloksia tulkittaessa tutkittiin myös suurimman ja pienimmän portfolioiden tuottoerojen tilastollista merkitsevyyttä. Tämän tarkastelun perusteella vain E/P-luvun suhteen muodostettujen suurimman ja pienimmän portfolioiden tuottoero oli tilastollisesti merkitsevä. Myöskään Sharpen suhdeluku ei pystynyt hylkäämään näiden kahden portfolion tuottoeron olemassaoloa.

Estimointimenetelmien ja portfoliotarkasteluiden tulokset ovat aiempien tutkimusten mukaan vaihdelleet suuresti riippuen siitä, minkä maalaisesta aineistosta on kyse. Aikaisempiin suomalaisiin portfoliotarkastelulla suoritettuihin tutkimuksiin verrattuna tämän tutkielman portfoliotarkastelun tulokset olivat hyvin samanlaisia. Näissä aiemmissä tutkimuksissa on usein esitetty vain suurimman ja pienimmän portfolioiden erotukset eikä ole millään tavalla kiinnitetty huomiota siihen, mitä näiden portfolioiden välissä tapahtuu. Myös tämän tutkielman, kuin aiempien suomalaisten tutkimusten, suurimman ja pienimmän (markkina-arvon kohdalla pienimmän ja suurimman) portfolion erotus oli jokaisen tunnusluvun kohdalla positiivinen. Kuitenkin tutkittaessa kaikkia viittä portfolioa vain yhden tunnusluvun (E/P-tunnusluku) kohdalla suurin keskituotto on saavutettu tunnusluvultaan suurimmassa portfolioissa. Suurimman ja pienimmän portfolioiden tuottoerot olivat suoritettun t-testin perusteella tilastollisesti merkitseviä ainoastaan E/P-luvun suhteen suoritettussa tarkastelussa.

Aiempiin kansainvälisiin tutkimuksiin verrattuna markkina-arvo -muuttuja toimi samalla tavalla tässä tutkielmassa kuin aiemmissakin tutkimuksissa tunnusluvun kertoimen ollessa negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Osinkojen vaikutuksesta tulevaisuuden tuottoihin oli saatu erilaisia tuloksia riippuen maasta, mistä aineisto oli kerätty. Kun esimerkiksi Taiwanissa osinkojen vaikutus tulevaisuuden tuottoihin vaikutti selvältä, näytti Yhdysvalloissa osinkojen vaikutus tulevaisuuden tuottoihin hävinneen viimeaikaisten tutkimustulosten perusteella. Tämän tutkielman perusteella suuremmat osingot ovat yhteydessä suurempiin tulevaisuuden tuottoihin, mutta niiden kasvattaminen yhtiön sisällä ei vaikuta tilastollisesti merkitsevästi tulevaisuuden tuottoihin. Samaan johtopäätökseen päästään tarkasteltaessa B/P-tunnuslukua.

Tämän tutkielman tulosten perusteella Helsingin pörssistä on siis mahdollista saada aikaan ylituottoja perustamalla osakeportfolion valinnat pienen markkina -arvon ja suuren E/P-luvun yrityksiin. Tuloksia tulkitessa on kuitenkin hyvä muistaa, että aineiston tuotot ja tunnusluvut oli kerätty vain 12 vuoden ajalta vuosiaineistoa hyväksikäyttäen. Jatkossa olisikin mielenkiintoista nähdä tuloksia pidemmältä ajanjaksolta tutkimuksista, jotka olisivat käyttäneet hyväkseen kuukausiaineistoa. Lisäksi kattavampien aineistojen avulla olisi mahdollista jakaa aineisto osiin eri ajanjaksoihin ja selvittää, onko Helsingin pörssissä tapahtunut muutoksia näiden tunnuslukujen ennustekyvyyssä.

## 9. LÄHTEET

Aggarwal, R., Hiraki, T. & Rao, R. P. (1990). Regularities in Tokyo stock exchange security returns: P/E, size, and seasonal influences. *Journal of Financial Research*, 13, 249–263.

Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of financial economics*, 9, 3–18.

Basu, S. (1983). The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of financial economics*, 12, 129-156.

Bellemore, D. H., Phillips, H. E. & Ritchie, J. C. (1979). *Investment analysis and portfolio selection: An integrated approach*. South-Western Publishing Company.

Berk, J. B. (1995). A critique of size-related anomalies. *Review of Financial Studies*, 8, 275–286.

Black, F., Jensen, M. C. & Scholes, M. (1972) The capital asset pricing model: Some empirical tests. *Studies in the theory of capital markets*. New York, NY: Praeger.

Booth, G. G., Martikainen, T., Perttunen J. & Yli-Olli, P. (1994) The functional form of earnings and stock prices: International evidence and implications for the E/P anomaly. *Journal of business finance & accounting*, 21, 395–408.

Brandt, M. W., (2004). *Handbook Of Financial Econometrics*. Forthcoming.

Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge university press.

Chan, L. K., Hamao, Y., & Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and stock returns in Japan. *The Journal of Finance*, 46, 1739–1764.

Chen, N. F. (1983). Some empirical tests of the theory of arbitrage pricing. *Journal of Finance*, 38, 1393–1414.

Chu, E. (1997). Impact of earnings, dividends and cash flows on stock returns: Case of Taiwan's stock market. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 9, 181-202.

Dhankar, R. S. & Singh, R. (2005). Arbitrage pricing theory and the capital asset pricing model-evidence from the indian stock market. *Journal of Financial Management & Analysis*, 18, 14–27.

Fama, E. F. (2014). Two pillars of asset pricing. *The American Economic Review*, 104, 1467–1485.

Fama, E. F. & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47, 427–465.

Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33, 3–56.

Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The journal of finance*, 51, 55–84.

Fama, E. F. & MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return and Equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81, 607–636.

Heston, S. L., Rouwenhorst, K. G. & Wessels, R. E. (1999). The role of beta and size in the cross-section of European stock returns. *European Financial Management*, 4, 9–28.

Hou, K. G., Karolyi, A. & Kho, B-C. (2011). What Factors Drive Global Stock Returns? *The Review of Financial Studies*, 24, 2527–2574.

Huberman, G. (1982). A simple approach to arbitrage pricing theory. *Journal of Economic Theory*, 28, 183–191.

Jaffe, J., Keim, D. B. & Westerfield, R. (1989). Earnings yields, market values, and stock returns. *Journal of Finance*, 44, 135–148.

Kallunki, J. P., Martikainen, M., Martikainen, T. & Yli-Olli, P. (1996). The Finnish stock market: A survey of some empirical evidence and its practical relevance. *LTA*, 97, 474–495.

Kauppi, M. & Martikainen, T. (1994). Some simple trading strategies on the Helsinki stock exchange, *Research paper*, 179.

Lakonishok, J. & Shapiro, A. C. (1986). Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of Banking and Finance*, 10, 115–132.

Lindström, K. (2007). *Vaurastu arvo-osakkeilla*. Talentum.

Malkiel, B. G. (2003). The efficient market hypothesis and its critics. *The Journal of Economic Perspectives*, 17, 59–82.

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal Of Finance*, 7, 77–91.

Martikainen, T., Rothovius, T., & Yli-Olli, P. (1993). On the individual and incremental information content of accrual earnings, cash flows and cash dividends in the Finnish stock market. *European journal of operational research*, 68, 318–333.

Miller, M. H. & Scholes, M. (1972). Rates of Return in Relation to Risk: A

Reexamination of Some Recent Findings. *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York, NY: Praeger.

Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of financial studies*, 22, 435–480.

Reinganum, M. R. (1981). A new empirical perspective on the CAPM. *Journal of Financial and Quantative Analysis*, 16, 439–462.

Roll, R., & Ross, S. A. (1980). An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *Journal of finance*, 35, 1073–1103.

Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of economic theory*, 13, 341–360.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19, 425–442.

Stattman, D. (1980). Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A journal of selected papers*, 4, 25–45.

Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American statistical Association*, 57, 348–368.